М. В. ПТУХА
член-корреспондент Академии наук СССР,
академик Академии наук УССР

ОЧЕРКИ ПО СТАТИСТИКЕ НАСЕЛЕНИЯ

ОПЕЧАТКИ

Стр.	Строка	Напечатано	Следует читать
43	сноска 13, 3-я строка сверху	e generale demografia	generale e demografia
62	сноска 71, 3-я строка снизу	IX—II	IX — I
113	формула (43′)	$p^{(c)}(t)$	$p^{(c)}(t)$
244	4-я строка снизу	58,2%	53,2%
406	таблица VII, графа 3	Города от 20 т. ж.	Города до 20 т. ж.
433	название таблицы VI, 2-я строка	1926 — 1927	1926 — 1929
448	таблица V, графа 3	4,2	4,4

зак 1048

ГОССТАТИЗДАТ ЦСУ СССР
МОСКВА — 1960



М. В. ПТУХА
член-корреспондент Академии наук СССР,
академик Академии наук УССР

ОЧЕРКИ ПО СТАТИСТИКЕ НАСЕЛЕНИЯ

ГОСУДАРСТВЕННОЕ СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИЗДАТЕЛЬСТВО ЦСУ СССР
МОСКВА — 1960

3 k

ФУНДАМЕНТАЛЬНАЯ
БИБЛИОТЕКА
Общественных Наук
Академии Наук СССР
1238
61

ОТ АВТОРА

Охарактеризую условия, в которых протекали мои занятия демографической статистикой, их направление и характер. Заниматься демографией я начал будучи студентом Петербургского университета (1906—1910). Профессор Илларион Игнатьевич Кауфман (1848—1916), пионер русской финансовой статистики, высоко образованный экономист и статистик, в XX в. особое внимание уделял демографии. Он читал специальный курс демографической статистики, вел семинар, в котором принимали участие студенты, интересующиеся этой отраслью знания. Студенты составили конспект лекций И. И. Кауфмана и размножили его на гектографе. Глубокие познания И. И. Кауфмана в области демографической статистики, его умение сообщать их слушателям пробудили у меня живой интерес к этой отрасли знания. С особой любовью и уважением говорил И. И. Кауфман о трудах политических арифметиков XVII—XVIII вв. Уже тогда у меня возникла мысль написать о них специальную работу, которая впоследствии была написана, а затем опубликована в 1945 г. Я был секретарем семинара И. И. Кауфмана, часто пользовался его советами, бывал у него на дому.

В мае 1910 г., по предложению И. И. Кауфмана, я был оставлен при кафедре политической экономии и статистики для подготовки к профессуре. Демография была той отраслью статистики, по которой я должен был выдержать специальное испытание. В сентябре 1910 г. И. И. Кауфман выхлопотал разрешение на то, чтобы двухгодичную подготовку к испытаниям на степень магистра политической экономии и статистики я провел в Берлине. Руководство моими занятиями по политической экономии, статистике и демографии принял на себя крупнейший представитель демографии профессор Владислав Иосифович Борткевич (1868—1931), а по экономической статистике — профессор Карл Михайлович Баллод (1864—1931), директор Отделения статистики населения Прусского статистического бюро, который не мало помог мне также в занятиях по прикладной демографии. С сентября 1910 г. до мая 1912 г. В. И. Борткевич бескорыстно, с неослабным вниманием, любовно руководил занятиями своего ученика-соотечественника. Особое внимание он уделял тому, чтобы расширить и углубить мои познания по демографии. Каждую неделю я ездил к В. И. Борткевичу с докладом о проделанной по его заданию работе и для консультации.

По возвращении в Петербург, к ноябрю 1912 г., я сдал испытания на степень магистра политической экономии и статистики, после чего все свое время посвятил занятиям теоретической и материальной статистикой населения. С 1 июля 1913 г. я был зачислен в состав приват-доцентов Университета. На вакационное время я на три месяца уехал в Берлин, где собирал материалы для будущей диссертации, работая под руководством В. И. Борткевича.

В 1912—1913 гг. меня очень занимал вопрос о выборе темы для диссертации на степень магистра. 24 марта 1913 г. И. И. Кауфман предло-

жил важную, интересную, не разработанную еще тему «Развитие научных построений демографической статистики после Кетле. Введение: Кетле и Мозер. Главы: I. Фарр и Бертильон. II. Статистические конгрессы и официальная статистика. III. Кнапп, Цейнер, Лексис, Беккер и Бёк. IV. Стационарное население». Вполне признавая важность этой темы, я высказал мысль, что мне сначала следовало бы еще поработать по основным теоретическим вопросам демографии, без чего подобная историческая работа не может быть полноценной. Вместо нее я предложил тему «Брачность народонаселения», состоящую из трех частей: теоретической, материальной и исторической. Это предложение было одобрено моими учителями как тема, которая, при надлежащем ее выполнении, может завершиться составлением работы с богатым теоретическим, материально-статистическим и историческим содержанием.

Еще на студенческой скамье, под руководством и по указаниям И. И. Кауфмана, я начал систематически собирать материалы по теоретической и материальной демографии на разных языках. Богатые петербургские библиотеки: университетская — общая и Статистического кабинета, Академии наук, Публичная и страхового общества «Россия» — одного из богатейших книгохранилищ мира по вопросам страхования жизни — обеспечили для этого широкие возможности. В библиотеке Общества я впервые встретился и подружился с блестящим молодым актуарием — специалистом по вычислениям, связанным со страхованием жизни — Борисом Сергеевичем Ястремским. Я почерпнул от него не мало сведений, которые полностью оценил позже в Лондоне, где широко использовал международную литературу по страхованию.

После выбора темы для диссертации занятия мои сделались более конкретными и целеустремленными. В библиотеках Петербурга и Берлина я собрал в 1912—1913 гг. значительные материалы по статистике брачности и приступил к разработке темы, начав с исторической части, для которой, как выяснилось позже, мною еще были собраны неполные материалы.

В первом семестре 1913/14 учебного года я приступил к своей преподавательской деятельности в Петербургском университете и Институте высших коммерческих знаний. Хотя преподавание и увлекало меня, но сознание подсказывало, что для приобретения научной специальности мне еще надо основательно поработать. Я стал мечтать о двухгодичной командировке за границу. Мои учителя одобрили эту идею. По настоянию И. И. Кауфмана, Петербургский университет командировал меня на два года за границу для написания диссертации. По инструкции, составленной И. И. Кауфманом, я должен был весь 1914 г. работать в библиотеках Лондона и знакомиться с постановкой статистики в Англии, первую половину 1915 г.— в Париже, а вторую — в Риме. Мировая война разрушила этот план: я прожил в Лондоне до конца командировки.

Работая в библиотеках Британского музея, Королевского статистического общества и Института актуариев, я имел полную возможность использовать всю потребную иностранную литературу: монографическую и журнальную, труды международных и национальных съездов, совещаний и др. Поработав несколько месяцев, я окончательно убедился в необходимости предварительной разработки ряда теоретических вопросов демографии — тема, которая сама по себе могла быть диссертационной работой. Мои учителя согласились с этим, и, к концу пребывания в Лондоне, я литературно оформил монографию «Очерки по теории статистики населения и моральной», куда вошло не мало ранее собранных и разработанных материалов. За эту монографию, из-

данную в середине 1916 г. в качестве IV выпуска «Записок Юридического факультета императорского Петроградского университета», Московский университет в феврале 1917 г. присудил мне степень магистра политической экономии и статистики.

Наряду с работой над диссертацией я собрал в Лондоне значительные материалы по статистике брачности, предполагая по возвращении в Россию написать монографию на эту тему. Особо ценны были выписки из трудов английских и шотландских актуариев, относящиеся к истории брачности и теоретическим вопросам ее измерения.

До начала войны 1914 г. я систематически переписывался со своими учителями. После же, когда приступил к синтезированию материалов и литературному оформлению монографии, не было возможности разрешить с ними свои сомнения, которые иногда требовали обсуждения. Это не могло не отразиться на качестве работы. В начале 1916 г. умер И. И. Кауфман, который так и не ознакомился с моей работой. После окончания войны я возобновил переписку с В. И. Борткевичем, посылал ему свои печатные работы, получал от него письма, в которых он вплоть до кончины, последовавшей в 1931 г., высказывал свои суждения. Еще раньше, в 1923 г., во время командировки на сессию Международного статистического института в Брюссель, я прожил несколько месяцев в Берлине, часто встречался с В. И. Борткевичем, обсуждал с ним интересующие меня демографические вопросы.

В 1916—1919 гг. я продолжал собирать и разрабатывать материалы для монографии «Брачность народонаселения», из которой в 1922 и 1925 гг. опубликовал две работы (см. в списке моих работ за номерами 2 и 16).

Коренное изменение в направлении моих демографических работ произошло после переезда в Киев. 1 января 1919 г. я был избран директором Демографического института Киевской Академии наук, переименованного в 1934 г. в Институт демографии и санитарной статистики, с правами академика Социально-экономического отделения, а в феврале 1920 г.— действительным членом Академии наук. Я возглавлял Институт до 21 февраля 1938 г.

Создание Демографического института открыло новый этап в моей научной деятельности. Более 19 лет работа в нем была главным делом моей жизни. Организация систематического изучения населения Украины и всего СССР в прошлом и настоящем, создание кадров демографов, помощь государственным учреждениям и т. п. были предметом моих постоянных забот. В общем, многочисленные работы сотрудников Института, вместе с моими трудами по теоретической и прикладной демографии, составили новый этап в деле детального, углубленного изучения населения Украины. Институт сделался одним из звеньев общей статистической системы СССР. Не мало тем разрабатывалось в нем по поручению органов государственной статистики и плановых, которые опубликовали ряд работ Института. Им составлялись докладные записки, давались консультации союзным, республиканским и местным органам.

Подавляющее большинство печатных, а также многие законченные и незаконченные по разным причинам работы в этом периоде моей жизни посвящены изучению населения УССР и СССР и возникшим при этом теоретическим вопросам. Написаны они на основании материалов, разработанных в Институте.

До 1923 г. некоторое время я уделял также старой своей теме — статистике брачности; впоследствии все свое время посвятил работе в Демографическом институте и преподаванию общей и отраслевой ста-

тистики. С 1933 г. тематика Института состояла главным образом из работ теоретического и исторического порядка. Наряду с текущей работой с 1933 г. я приступил к систематическому изучению истории статистики. В 1933—1935 гг. литературно была оформлена монография о политических арифметиках XVII—XVIII вв., которая была включена в «Библиотеку экономической науки и статистики». В 1941 г. набор был подписан мною к выпуску, но война помешала выходу ее в свет. Под другим названием она была опубликована в 1945 г. (см. в списке за номером 7).

Подвожу общие итоги своим научным занятиям к 75-летию со дня рождения (1884—1959). Примерно одна пятая часть времени (1906—1918) посвящена была всесторонней подготовке к научной деятельности, разработке теоретических и исторических проблем общей, главным же образом демографической, статистики. Более трети производительной жизни (1919—1938), возглавляя Демографический институт, я уделял преимущественное внимание статистике населения УССР и всего СССР и связанным с ней теоретическим вопросам; с 1933 г. наряду с ними разрабатывал историю всеобщей и отечественной статистики. С 1940 до 1956 г. я больше всего занимался сначала историей всеобщей, а впоследствии — отечественной статистики. В связи с переписью населения СССР в 1957—1958 гг. в центре моего внимания стояли вопросы переписи населения, а также ближайшее ознакомление с состоянием демографической и общей статистики за границей.

В этом сборнике представлены далеко не все мои печатные работы по демографии. В частности, нет выборок из четырех монографий по истории статистики, опубликованных в 1945—1959 гг., в которых известное место занимает история демографической статистики. Сборник состоит из трех разделов. Первый из них, составляющий введение, посвящен вопросу характеристики воззрений автора на теорию статистики. В разделе II приведены выдержки, относящиеся к общим вопросам демографии, а в III — к вопросам воспроизводства народонаселения (смертность и перспективные исчисления народонаселения).

Сборник составлен из двух категорий ранее опубликованных работ: 1) теоретических (второй раздел) и 2) прикладных частей (третий раздел). В первый раздел включена неопубликованная глава «К вопросу о теории статистики». В ряде случаев изложение начинается предварительными или общими замечаниями, после которых следуют заново отредактированные выборки из опубликованных работ с уточнениями текста, терминологии и др.

Приношу свою сердечную признательность бывшему заведующему Отделом статистических вычислений бывшего Института демографии и санитарной статистики Академии наук УССР Павлу Сергеевичу Головину за огромную помощь, оказанную при подготовке рукописи к печати.

Настоящий сборник посвящаю светлой памяти моих учителей, профессоров И. И. Кауфмана и В. И. Борткевича, в знак глубокой благодарности за их теплое, отеческое отношение и всемерную помощь, которые они мне неизменно оказывали вплоть до своей кончины.

Автор

РАЗДЕЛ ПЕРВЫЙ

К ВОПРОСУ О ТЕОРИИ СТАТИСТИКИ

ГЛАВА I

ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА СТАТИСТИЧЕСКОЙ МЫСЛИ В СССР[1]

Статистическая мысль в России до Октябрьской революции

Под статистикой в разные исторические эпохи понимали различные виды знания, возникшие на почве необходимости изучения своей страны, зарождения товарного обращения, развития международных сношений, возникновения и развития капитализма и социализма. Имеет место редкое в науке разнообразие в мнениях относительно определения статистики, ее предмета, методов и задач исследования, отличия от других видов знания и т. п. Итальянский статистик Падовани в 1824 г. отметил, что существует по меньшей мере 70 определений статистики, в начале второй половины XIX в. их насчитывалось 180. Крупнейший русский статистик середины XIX в. Д. П. Журавский указал, что ни одна отрасль знания в его время не имела столь неопределенного значения, как статистика.

В эпоху становления капитализма в Европе все большей и большей популярностью стало пользоваться воззрение, что под статистикой следует понимать количественное изучение массовых явлений и процессов общественной жизни, числовые материалы, к ним относящиеся. Наиболее авторитетным теоретическим течением доимпериалистического капитализма был кетлетизм.

В настоящее время основная теоретическая проблема о сущности статистики как науки или особой отрасли знания не стоит в центре внимания международных и национальных объединений статистиков. Внимание статистиков капиталистических стран в большой мере уделяется проблемам и вопросам математической статистики вообще, главным же образом ее применениям к разным отраслям знания. В этом легко убедиться, ознакомившись с содержанием статей ведущих журналов национальных статистических обществ, в которых вопросы отраслевой и материальной статистики в значительной мере отошли на второй план. Из отраслевой статистики первое место занимает демография в ее широком понимании. Непериодически созываются международные конгрессы по народонаселению, существует Международная ассоциация по научному изучению населения, национальные ассоциации в США,

[1] Из докладной записки, составление которой закончено в январе 1954 г. Содержание записки положено в основу выступления на научном совещании по вопросам статистики, созванном Академией наук СССР, ЦСУ СССР и Министерством высшего образования СССР 16—26 марта 1954 г.

Англии, Франции и в ряде других государств, издающие свои журналы, существуют государственные научные демографические центры, специальные институты, Комиссия по населению ООН, Международное бюро труда и т. д. Большое внимание статистике населения уделяется в странах народной демократии. Так, с конца 1958 г. в Венгрии выходит научный журнал «Демография», такой же журнал с 1959 г. издает Государственное статистическое управление Чехословацкой Республики.

Несмотря на отсталость России вследствие наличия крепостного права, у нас рано зародилось численное направление в статистике. Начиная с 1803 г. в России стали в большом количестве публиковаться статистические материалы, что создало возможность широкого распространения численного направления. Это обстоятельство, однако, не означает, что в России, как и в других европейских государствах, существовала какая-либо более или менее общепринятая теория статистики. Учебная литература по статистике в первой половине XIX в. все еще стояла на позициях государствоведения.

Существенный перелом в теоретическую и, в частности, в учебную литературу внес Ю. Э. Янсон (1835—1893), которого справедливо назвали отцом новой русской университетской статистики. Первое издание его «Теории статистики» опубликовано в 1885 г., последнее — в 1907 г. До него представителями численного направления в русских университетах были профессора И. В. Вернадский и Н. Х. Бунге.

В основу понятия статистической науки Ю. Э. Янсон положил противопоставление «типичных» явлений «индивидуальным» явлениям. Последние находятся под влиянием не только постоянных причин, но также причин переменных или случайных. По мнению Янсона, статистика — наука общественная. Ее предмет — все общественные явления, все то, что можно разложить на простейшие элементы и подсчитать. Общий признак, объединяющий все общественные явления,— это то, что они различны с количественной точки зрения, так как зависят не только от причин общих, но и от переменных. В статистике численный метод является единственным способом изучения всех общественных явлений. Статистика применяется и в естествознании, но только при изучении отдельных вопросов, когда речь идет о явлениях, где действуют переменные причины. Неизменные величины (площадь, длина рек, железных дорог и т. п.), имеющие отношение к общественным явлениям, не представляют собой «статистических фактов», но они используются статистикой для ее целей, в частности при вычислении относительных и средних величин. Как и всякая наука, статистика должна не только устанавливать научные факты, но и отыскивать также причины существования и наступления явлений и определять законы действия этих причин [2].

«Теория статистики» Ю. Э. Янсона состоит из «Введения», где дается определение статистики и ее краткая история, и пяти отделов:

1. О статистическом наблюдении;
2. О статистических учреждениях;
3. О приемах статистического наблюдения;
4. Сводка наблюдений и издание материалов;
5. Научная обработка статистического материала.

Следует отметить, что Ю. Э. Янсон уделил большое внимание материальной статистике. Он разработал и в значительной мере осуществил план полной материальной статистики. В 1878 г. опубликована

[2] Ю. Э. Янсон, Теория статистики, изд. 4, Спб., 1907, стр. 1, 2, 4.

его «Сравнительная статистика России и западноевропейских государств. Том I. Территория и население». Второй том должен был охватить добывающую и обрабатывающую промышленность и торговлю. В 1880 г. Ю. Э. Янсон выпустил в свет «Отдел I. Статистика сельского хозяйства», куда вошла статистика землевладения, распределения производительной площади, производства растительной пищи и производства скота. Он начал подготовку к печати второго выпуска, в котором предполагал изложить статистику производства торговых растений, лесного хозяйства, добывающей и обрабатывающей промышленности. Третий выпуск второго тома предназначался для изложения статистики путей сообщения и торговли. В третьем томе Ю. Э. Янсон предполагал изложить вопросы, относящиеся к явлениям нравственной и умственной жизни населения. Таким образом, все основные отрасли общественных явлений вошли в план работ Ю. Э. Янсона. Значительное внимание в опубликованных томах обращено на выяснение конкретных закономерностей и причиннозависимостей, особенно в первом томе, в котором автор оперирует главным образом производными величинами.

Преждевременная смерть оборвала выполнение этого замечательного намерения. Через месяц после кончины Ю. Э. Янсона вышла его «Сравнительная статистика населения», предназначенная главным образом для врачей.

Большой интерес к основным проблемам статистической науки возник в России в связи с опубликованием монографии крупнейшего русского теоретика А. А. Чупрова «Очерки по теории статистики» (М., 1909, изд. 2, 1910). В ней сделана попытка по-новому поставить и разрешить некоторые основные проблемы общей статистической теории и в первую очередь вопрос о природе и сущности статистического знания. Повышенный интерес к общим вопросам статистической науки и, в частности, отношение к теоретическим воззрениям А. А. Чупрова не нашли сколько-нибудь надлежащего отражения в русской литературе. Плодотворная разработка труднейших проблем теоретической статистики требует и времени и благоприятных условий.

Поэтому в учебной дореволюционной литературе, которая, по общему правилу, синтезировала воззрения, развитые в уже достигнутом уровне знания, нет следов новых идей по вопросу о природе статистического знания.

Россия начала строить социализм с тремя направлениями статистической мысли в учебной литературе. Наибольшее распространение имела школа Ю. Э. Янсона.

Идеи Ю. Э. Янсона о сущности и содержании статистики утвердились в России. К ним примыкают воззрения А. И. Чупрова («Курс статистики», изд. 1, М., 1886, последнее — 1910), Л. В. Ходского («Основания теории и практики статистики», Спб., 1896), А. А. Овчинникова («Элементарный курс статистики», Казань, 1907), Н. А. Каблукова («Статистика», последнее издание, М., 1916), К. Г. Воблого («Статистика», изд. 6, Киев, 1924), А. Н. Анцыферова («Курс статистики», изд. 3, Полтава, 1919). Сочетание в одном пособии методологической и материальной статистики частично осуществлено в работах А. И. Чупрова, А. А. Овчинникова, Н. А. Каблукова и К. Г. Воблого (статистика населения); теоретически эту идею разделял и А. Н. Анцыферов.

Противником взглядов Ю. Э. Янсона и защитником своеобразного государствоведения выступил Г. К. Штер («Краткий курс статистики», вып. 1, Казань, 1898).

Известное значение в дореволюционной литературе имело третье направление статистической мысли, считающее статистику наукой о методе. Такие взгляды высказали, в частности, профессора А. А. Кауфман («Теория и методы статистики», изд. 3, М., 1916) и Р. М. Орженцкий («Элементарная теория статистических величин и вычислений». Киев, 1921).

Общая характеристика статистической мысли в СССР до 1954 г.

Преподаватели статистики в СССР первоначально пользовались дореволюционными учебниками, часть которых была переиздана. Советская статистическая мысль стремилась найти разрешение проблемы о сущности статистической науки исходя из учения марксизма. Искания нового шли в разных направлениях; сделаны были попытки по-новому охарактеризовать существо статистики. На этом пути встретились огромные трудности. Нельзя рассматривать как «случайность» факт, что до последнего времени не создано ни одного учебника по теории статистики, который встретил бы общее признание.

Популярность того или иного учебника в лучшем случае измеряется годами; только один из них выдержал девять изданий, но и его исходные позиции нашли осуждение.

Историю советской статистической мысли можно разделить на три эпохи: 1) до 1930 г., 2) с 1930 до 1948 г. и 3) с 1949 г. до настоящего времени.

Главными особенностями первой из них была широкая возможность печатания оригинальных и переводных книг и статей, а также опубликование статистических первоисточников. Для нужд преподавания первоначально переиздавались старые учебники. Советские статистические кадры росли быстро, но силы старой и новой генераций сосредоточивались главным образом на создании новой системы советской статистики.

Отметим пособия, получившие широкое распространение в СССР [3], по которым довольно продолжительное время учились советские студенты. Первым из них были «Основы статистической методологии» М. Н. Смит (вып. I, 1923; вып. II, ч. 1, 1924). По первоначальному плану автор предполагал посвятить второй выпуск некоторым вопросам математической статистики. Вышедшая часть его носит название «Методология экономической статистики. Исчисление абсолютной производительности общества». В 1931 г. М. Н. Смит опубликовала сборник «Теория и практика советской статистики» (изд. 2, 1934). В первом выпуске «Основ» она дала такое определение: «Статистика есть учение о роли статистического метода в научном исследовании» (стр. 13). В сборнике сказано: «статистика не наука, а это метод», имеющий универсальное значение. Статистическая методологическая наука имеет свой предмет, который автор называет «статистическим коллективом». Он «состоит из массы единиц одного качества, но с колеблющимся количеством. Если эти количества перестанут колебаться, мы уже имеем нечто не статистическое» (изд. 2, стр. 97, 99, 103). Работами М. Н. Смит и переводами иностранной литературы, изданными под ее редакцией, широко пользовались советские статистики и экономисты. Общие статистические воззрения М. Н. Смит получили отрицательную оценку в 1932 и 1935 гг.

[3] Мы охарактеризуем здесь только общие воззрения на предмет, методы и задачи статистики. В нашу задачу не входит характеристика разработки различных разделов статистики.

К концу 20-х годов в СССР накопилось не мало отечественных и переводных книг и статей, посвященных общей теоретической и отраслевой статистике, издавались специальные журналы и даже газеты. Статистическая литература была наполнена лженаучными сочинениями, трактовавшими даже вредительские положения.

Создавшееся в статистике положение привело к резкому снижению количества статистической литературы и к закрытию статистических журналов.

В конце 20-х годов некоторой популярностью в СССР пользовалась ясно сформулированная «теория» отмирания статистики при социализме, о перерастании ее в учет. Она выдавалась за «теоретическое достижение» советской статистической мысли. В основе этой «теории» лежат две идеи: 1) неправильное представление о природе социалистического планирования, о взаимоотношениях между статистикой и планированием и 2) понятие предмета статистики как совокупности стихийно-случайных явлений. «Теория» отмирания статистики при социализме в качестве одной из своих «теоретических основ» исходила из идеи отождествления социалистического планирования с жестким нормированием, при котором не может быть действия закона больших чисел, лежащего в основе статистики в понимании представителей этого течения. Такое отождествление не только неправильно, оно реакционно, несовместимо с такими могучими факторами повышения производительности труда, как коммунистические методы строительства на основе творческой активности миллионов трудящихся. К тому же при ближайшем изучении планируемых массовых явлений оказывается, что к некоторым из них можно применить теорию вероятностей. Это и сделано, в частности, Б. С. Ястремским по отношению к производительности труда (см. его статью «Закон средней в статистической науке», «Вестник статистики» № 6, 1953, стр. 46—54).

Количественное изображение общественных явлений и процессов в СССР развивалось бурными темпами, что не могло уйти от внимания сторонников «теории» отмирания статистики при социализме. Противоречие между неправильным пониманием предмета статистики и фактическим положением разрешено было сторонниками этой «теории» очень просто: немногочисленными «случайными» общественными явлениями, число которых все время уменьшается, занимается статистика, а планируемыми — бухгалтерский и оперативный учет.

В несколько завуалированной форме «теория» эта существовала до последнего времени [4].

Лет десять преподавание статистики в СССР велось по учебнику коллектива авторов под названием «Теория математической статистики» (изд. 1, 1930). Э. Кольман в своей рецензии охарактеризовал эту книгу как стоящую на уровне новейших научных достижений, как действительно выдающееся событие. По мнению рецензента, если прибавить к учебнику главу по методике собирания статистического материала, то тогда его можно будет озаглавить «Теория экономической статистики», что будет соответствовать ее «действительному содержанию».

Такое представление о статистике было не только у авторов учебника, но и у его критика.

Этот учебник под разными названиями, иногда с частичным изменением коллектива авторов выдержал за 8 лет девять изданий. По мне-

[4] См. А. Я. Боярский, К вопросу о предмете статистики, «Вестник статистики» № 2, 1953, стр. 43—54.

нию его авторов, «статистика есть наука, изучающая совокупности внутренне связанных, качественно однородных, но внешне независимых и обособленных элементов, и закономерности, действующие в них». Статистика — наука универсальная. Ее предметом является особый вид «коллектива», встречающегося не только в экономике, но также в физике, биологии, даже астрономии. Предмет статистики взят из реальной действительности, хотя каждый конкретный коллектив изучается соответствующей наукой. «Теория же статистики рассматривает статистический коллектив в его абстрактной форме, т. е. абстрактный коллектив внутренне связанных и внешне независимых единиц. Таким образом, теория статистики изучает коллективы, отвлекаясь от качественной определенности того или иного данного коллектива... Теория статистики и показывает в наиболее общем виде, как устойчивое и массовое в своих количественных определениях проявляется в большом числе случайных и единичных» [5]. По мнению авторов, теоретическая статистика не имеет конкретного предмета изучения, в ее основе лежат закон больших чисел и положения теории вероятностей.

Отрицательные критические отзывы на девятое издание этой книги в 1938 г. напечатаны в «Большевике» (№ 23—24, 1938) и в «Плановом хозяйстве» (№ 1, 1939).

После окончания Отечественной войны в статистике наступило некоторое оживление: опубликованы учебники по общей и отраслевой статистике, с 1949 г., после 19-летнего перерыва, возобновилось издание «Вестника статистики», организован Госстатиздат. Крупным событием является дискуссия о сущности статистики, которая развернулась в 1950—1953 гг. В «Вестнике статистики» печатались главным образом статьи работников ЦСУ, журнал «Вопросы экономики» был открыт для представителей разных течений статистической мысли.

«Гигиена и санитария» в опубликованной статье поставила вопрос о том, соответствуют ли выдвинутые положения той статистической работе, какая ведется в ее отраслях знания. Было бы желательно, чтобы в дискуссии приняли участие представители других отраслей знания, в которых применяются статистические методы.

Материалы дискуссии выявили большое разнообразие мнений по основным и второстепенным вопросам статистики. В статьях некоторых авторов имелись противоречия, которые затрудняют выяснение их истинной точки зрения. Иные авторы приписывали своим противникам не их действительные, а мнимые ошибки, на основании критики второстепенных недочетов, огульно осуждая все положения. Дискуссия в целом помогла выяснить слабые стороны того или иного течения статистической мысли.

Положительные построения, по общему правилу, встретили возражения в их существенных или второстепенных частях. Нередко авторы статей вместо доказательств по существу широко применяли метод дискредитации своих противников путем употребления эпитетов «буржуазный», «антимарксистский», «реакционный» и т. п.

В нашу задачу не входит ближайшая характеристика всех опубликованных работ. Несмотря на большое разнообразие мнений, среди представителей советской статистической мысли можно выделить две группы: 1) «экономистов» — главным образом работников государственной статистики и 2) «теоретиков» — преподавателей высших школ, защищающих взгляд на статистику как на метод исследования. Различия между представителями внутри каждой группы имеют второстепенное значение. В результате дискуссии у представителей крайних течений

[5] «Статистика. Основы общей теории», М., 1936, стр. 36 и 39.

советской статистической мысли произошли положительные сдвиги. Некоторые из них пересмотрели свои старые позиции и отказались от них. У других исчезли или сгладились острые положения, встретившие резкую и обоснованную критику. В конце 1959 г. вышла «Теория статистики», составленная большим коллективом сотрудников ЦСУ, среди которых есть несколько авторов, выступавших ранее в дискуссии. В учебнике мы не находим некоторых неправильных суждений о статистике, которые они раньше отстаивали.

В дальнейшем, в меру своих сил, мы сделаем попытку выяснить корни ошибочных положений, которые фигурируют у представителей советской статистической мысли, и охарактеризовать некоторые важные вопросы статистической науки.

ГЛАВА II

ПРЕДМЕТ, МЕТОД И НАУЧНЫЕ ЗАДАЧИ СТАТИСТИКИ

Условия для плодотворной постановки основных проблем статистики

Охарактеризуем некоторые общие вопросы, без выяснения которых, как нам думается, нельзя прийти к удовлетворительной постановке и разрешению основных проблем статистического знания и статистической науки.

Решение проблемы о природе статистики, о том, может ли существовать статистика как самостоятельная наука, о ее содержании должно исходить из творческого учения марксизма-ленинизма и в первую очередь из диалектического материализма, лежащего в основе всех наук.

Высказывания Маркса—Энгельса—Ленина, относящиеся к статистике, обычно непосредственно приурочены к тем вопросам, которые трактовались классиками в каждом конкретном случае. Готового решения проблемы общей теоретической статистики в целом у них мы не находим. Этим и объясняются коренные расхождения по вопросу о статистической науке, ее предмете, методе, отношению к другим наукам и т. д., имеющие место у советских статистиков. Однако этим мы не хотим сказать, что у классиков отсутствуют положения и высказывания, бросающие свет на сущность статистического знания, его задачи, отличия от иных видов знания,— идеи, имеющие определяющее значение для характеристики ряда коренных вопросов статистической теории.

Решение общих вопросов статистики можно ждать только от творческого марксизма. Начетчики и талмудисты цитируют классиков формально, нередко приписывают их высказываниям не тот смысл и значение.

Все отрасли теоретического знания действительности корнями своими восходят к практике. Одно приведение в ту или иную систему накопленного знания само по себе еще не означает создания новой науки. Не всякая система знания может претендовать на это название. В частности, одна иллюстрация положений и выводов другой науки и т. п. не дает права называть то или иное знание «наукой». Мы считаем аксиомой положение Ф. Энгельса: если наука занимается только тем, что уже известно, «...прекращается всякая наука, ибо наука должна исследовать как раз то, чего мы *не* знаем» (Ф. Энгельс, Диалектика природы, 1948, стр. 174).

В. И. Ленин справедливо осуждал тех русских статистиков, для которых статистика была самоцелью, накоплением бесконечного количества бессодержательных цифр. Ссылаясь на высказывания В. И. Ленина, некоторые представители крайних течений в советской статистике сде-

лали попытки не только ограничить задачи статистики, но одновременно сузить также поле ее применения.

В «Развитии капитализма в России» В. И. Ленин пишет: «Статистика должна иллюстрировать установленные всесторонним анализом общественно-экономические отношения, а не превращаться в самоцель, как у нас это слишком часто бывает» (Соч., т. 3, стр. 443). Для нас несомненно, что В. И. Ленин в этом случае имел в виду практическую статистику.

Народники свели вопрос о развитии крупной машинной индустрии к одной фабрично-заводской статистике. В. И. Ленин указал: «Это вопрос не только статистики, а вопрос о тех формах и стадиях, которые проходит развитие капитализма в промышленности данной страны. Лишь после того, как выяснена сущность этих форм и их отличительные особенности,— имеет смысл иллюстрировать развитие той или другой формы посредством обработанных надлежащим образом статистических данных» (Соч., т. 3, стр. 398).

Эти частные случаи некоторые советские статистики превратили в общее положение, замалчивая ряд высказываний В. И. Ленина, которые совершенно несовместимы с их трактовкой его мыслей. Общие взаимоотношения между экономической статистикой и экономикой ясно видны из такого общего высказывания: «...если земская статистика будет идти сама по себе, а работа экономистов сама по себе, то ни та, ни другая не может достигнуть удовлетворительных результатов» (Соч., т. 3, стр. 556). Более того, статью «К вопросу о задачах земской статистики» (1914) В. И. Ленин заканчивает таким положением: «А научное значение таких, разнообразных и тем учитывающих гигантское разнообразие форм подчинения земледелия и земледельца рынку, комбинационных таблиц было бы громадно. Можно сказать без всякого преувеличения, что они внесли бы целый переворот в науку об экономике земледелия» (Соч., т. 20, стр. 71). Трудно оспаривать, что В. И. Ленин имел в данном случае в виду научно-познавательную ценность комбинационных таблиц.

Никакого «переворота» в науку не могут внести сведения, которые известны, которые только «иллюстрируют» ее положения. Ссылки некоторых ликвидаторов статистической науки на В. И. Ленина в этих случаях основаны на приписывании его высказываниям другого смысла.

Статистика относится к тому виду человеческого знания, в котором связь между теорией и практикой имела, имеет и будет иметь самый тесный и непосредственный характер. Многие теоретические положения статистического знания возникли и возникают в процессе практической деятельности. Однако для социалистической системы статистики нормальным следует считать такое положение, когда статистическая практика отправляется, прокладывает новые пути не на ощупь, а опираясь на твердый фундамент статистической науки, если она существует.

Следует четко различать «статистическое знание» и «статистическую науку». Первое понятие значительно шире второго. Человечество всегда в большей или меньшей мере обладало статистическим знанием. Иное дело статистическая наука, споры о которой ведутся до настоящего времени.

Существо статистического знания отнюдь не характеризуется его названием. Термин «статистика» возник в XVII в. как обозначение учения о государственных достопримечательностях и давно уже потерял

ФУНДАМЕНТАЛЬНАЯ
БИБЛИОТЕКА
Общественных Наук

свое первоначальное значение. Статистикой называют самые разнообразные предметы: числовые сведения, относящиеся к массовым явлениям, методы их собирания и обработки, самостоятельную науку и т. д. Положение осложняется тем, что имеются работы, носящие названия «статистическая физика», «статистическая механика», «математическая статистика», статистика крупного предприятия того или иного вида и т. д. Социалистическая формация общества внесла новые трудные теоретические проблемы в область статистики. Как показывает история советской статистической мысли, разобраться во всем этом дело чрезвычайно сложное.

Важное значение в правильной оценке разных точек зрения на основные вопросы статистической науки имеет фактическое состояние этого вида знания. Если не принять его во внимание, одни общие рассуждения о предмете, методе статистики и т. д. легко превращаются в схоластические, бесплодные, иногда даже вредные упражнения, которые могут только запутать вопрос, внести недоумения и путаницу в статистическую практику[6].

Накопленное человечеством статистическое знание состоит из разных частей. В него входят сведения, относящиеся к экономическому базису и к надстройке, а также к некоторым явлениям природы. В статистике имеются и такие разделы знания, конкретные сведения которых присущи разным общественным формациям. К ним в первую очередь относятся некоторые способы статистического наблюдения, сводки и научной обработки материалов, в частности составление таблиц, некоторые приемы установления количественных закономерностей, причинных и функциональных зависимостей, вычисление средних и относительных величин и т. д.

По нашему мнению, решение проблемы о сущности статистического знания и статистической науки должно носить исторический характер. Наряду с общими теоретическими вопросами, важными для всех общественных формаций, следует поставить и разрешить основные вопросы, относящиеся к статистической системе каждой общественной формации. Наиболее обстоятельно следует осветить вопросы о статистике в социалистическом обществе. По своим основным специальным задачам, широте и глубине охвата явлений и процессов она представляет собой нечто принципиально отличное от статистики предыдущих формаций.

Вопрос о предмете статистики

Диалектический метод рассматривает природу как единое связанное целое, где предметы, явления органически связаны друг с другом и взаимно обусловливают друг друга. Явления изучаются не только с точки зрения их взаимной связи и обусловленности, но и с точки зрения их движения, в их возникновении и исчезновении. В. И. Ленин так сформулировал первое требование диалектической логики: «Чтобы действительно знать предмет, надо охватить, изучить все его стороны, все связи и «опосредствования». Мы никогда не достигнем этого полностью, но требование всесторонности предостережет нас от ошибок и от омертвения» (Соч., т. 32, стр. 72).

Эти положения марксизма-ленинизма некоторые советские статистики трактуют как непосредственную задачу статистической науки.

[6] Некоторые советские статистики, поддерживая своеобразные определения статистической науки, фактически уклоняются от рассмотрения этой проблемы по существу. Так, Б. Г. Плошко рассматривает статистику «как теорию статистического учета» («Вестник статистики» № 2, 1953, стр. 61), а В. Е. Овсиенко считает, что главной задачей статистической теории является обобщение статистической практической работы («Вестник статистики» № 3, 1953, стр. 52—53).

Нет и не может быть единой науки, которая сама разрешила бы все указанные задачи. Только все общественные науки в их совокупности на основе исторического материализма могут подойти к решению так глубоко и широко поставленных задач научного познания общества.

Фактический ход формирования наук шел и идет по линии дифференциации знания, роста числа наук, имеющих своим предметом все новые и новые стороны явлений природы и общества. Предметом науки может быть одна сторона явления или процесса.

В. И. Ленин признавал правомерность выделения из нескольких тесно слитых сторон в качестве предмета изучения только одной стороны. Сам он прибегнул к этому методу при изучении развития капитализма в России. Процесс этот можно изучать как развитие «вглубь» — в пределах заселенной части страны и «вширь» — расширение на другие территории. В примечании к этому положению В. И. Ленин пишет: «Само собою разумеется, что в действительности обе стороны процесса тесно слиты, и разделение их есть лишь абстракция, лишь прием исследования сложного процесса. Названная выше книга посвящена мною исключительно первой стороне процесса» (Соч., т. 4, стр. 76). Обе стороны процесса развития капитализма изучает одна и та же наука. Тем более правомерно изучать при помощи специальных методов разные стороны одного и того же процесса.

При определении предмета статистической науки не следует упускать из виду условность и относительность значения «всех определений вообще» (В. И. Ленин, Соч., т. 22, стр. 253). Советские ученые доказали, что не существует твердой границы между мертвой и живой природой. Это не означает, что ликвидируется существующее деление наук [7]. Известная условность присуща также понятию «общественных явлений», что имеет существенное значение для статистики, которая имеет непосредственное отношение также к явлениям и процессам промежуточным.

Деление наук на естественные и общественные имеет свои основания. Сущность общественных явлений и процессов, их взаимосвязи и причинозависимости отличаются от явлений природы. Общественные явления и процессы сложнее явлений природы. Статистические методы в отдельных случаях применяются и при изучении природы. Нельзя, однако, говорить о взаимосвязях между этими случаями и общественными явлениями и процессами. Поэтому постановка вопроса о материальной статистической науке закономерна только в отношении общественных явлений и процессов.

Сказать, что предметом статистики является общество, недостаточно, так как его изучают разные науки. Предметом статистики является количественная сторона массовых явлений и процессов общественной жизни.

Под массовыми явлениями и процессами общественной жизни мы понимаем все предметы, явления и процессы, которые можно наблюдать во всей стране, ее отдельных частях, в разных отраслях народного хозяйства, в отдельной хозяйственной, административной или общественной единице и т. п. С точки зрения статистики нет принципиальных различий во всех этих случаях. Неправильно утверждение, что якобы предметом статистики может быть одно явление. Вполне правомерно, однако, существование статистики отдельного предприятия. Изучение его массовых явлений и процессов при помощи статистических методов

---

[1] См. Ф. Энгельс, Диалектика природы, 1948, стр. 169.

выявляет закономерности в деятельности предприятия, оказывает руководителям его действенную практическую помощь

Сказать, что статистика общественная наука, еще не значит точно и конкретно определить те предметы, явления и процессы, которые ею изучаются или сведениями о которых она пользуется при своем специальном изучении. В статистику обычно включают не мало сведений, которые нельзя назвать общественными категориями в строгом смысле этого термина. Некоторые советские статистики поставили под сомнение право статистики как общественной науки включать сведения, относящиеся к природе или к технике, без которых она не может успешно изучать общественные явления. Такая постановка вопроса о предмете статистики неправильна прежде всего в отношении географической среды. С давних времен принято начинать изучение материальной статистики с территории и населения. Можно ли мыслить статистику как материальную общественную науку без сведений о площадях, распределении земель по угодьям, о водах, полезных ископаемых и т. д.? По нашему мнению, нет. Как же тогда исчислять плотность населения, обеспеченность страны водными путями сообщения и т. д.? Добыча каменного угля, железной руды и т. д.— статистика, а их запасы — только геология. Статистика не может, конечно, претендовать на самостоятельное изучение всех тех сведений, которые ей нужны для разрешения ее специальных задач. Не вызывает сомнений, что в статистику входит продукция разных предметов; казалось бы, она не только может, но и д о л ж н а изучать при помощи своих специальных методов к а ч е с т в о продукции, привлекая при этом для объяснения некоторые технологические сведения. От этого, по нашему мнению, статистика отнюдь не теряет своего общественного характера.

Схоластическая постановка вопроса о предмете статистики ставит в особо тяжелое положение представителей демографической статистики, занимающихся вопросами, не относящимися к человеку, рассматриваемому с точки зрения производства. Попытка на словах провести «границу» между статистикой и медицинскими науками в вопросах изучения рождаемости, заболеваемости, инвалидности, смертности населения и т. д. свидетельствует об ограниченности кругозора авторов таких положений и предложений. Под флагом марксизма проводятся идеи, которые по своему теоретическому содержанию куда беднее идей великих творцов политической арифметики XVII в.

Вопрос о сущности статистического метода

Исчисление массовых явлений и процессов общественной жизни по категориям имеет основное значение в теоретической статистике. Термин «категорическое исчисление» изобретен Д. П. Журавским. Его филологическое значение ничего нового не прибавляет к нашему знанию. В с я к и й счет конкретных предметов и явлений производится по категориям. Только чистая математика абстрагируется от названия предметов. Категорическое исчисление как научный метод познания приобретает свое значение в связи с предметом изучения и теми задачами, которые перед ним ставят. Счет по категориям лежит в основе методологической части статистики: статистического наблюдения, группировок, сводки и научной обработки данных. Поэтому категорическое исчисление массовых явлений и процессов общественной жизни следует признать общим специфическим методом статистики.

Статистика изучает количественную сторону в с е х массовых явлений и процессов общественной жизни. Их разнообразие и специфические особенности вызвали и вызывают к жизни множество специальных методов и приемов статистического исследования, число которых

в СССР быстро растет. Разнообразие массовых явлений и процессов в разных областях общественной жизни при изучении их количественной стороны привело к огромному количеству специальных методов и приемов статистического наблюдения в виде переписей, текущих записей и т. д. Приемы технической сводки данных мало зависят от специфики конкретного предмета. Методы же научной обработки статистических сведений, естественно, ближайшим образом зависят от природы изучаемых массовых явлений и процессов, а также от тех задач, которые ставят при изучении.

В общем, в отличие от других общественных наук методологическая часть статистической науки представляет собой очень богатую и разнообразную систему знания. Она изучает методы и приемы, общие для всех отраслей статистики, а также специальные, применяемые в ее отдельных отраслях. Под «статистическими методами» мы понимаем общий специфический метод статистической науки — категорическое исчисление — и применяемые в статистике специальные методы и приемы наблюдения, группировки, сводки и научной обработки данных.

Идея правильного исчерпывающего наблюдения массовых явлений общественной жизни, которую ярко выразил В. И. Ленин (Соч., т. 23, стр. 266), обусловливает требования, предъявляемые к статистическому наблюдению. В общем случае его предметом является «неделимое» — явление, которое характеризуется родовым названием. В результате подсчета всех «неделимых» получают общую или генеральную совокупность. Ее разложение на частичные происходит по категориям, которые предусмотрены путем регистрации качественных и количественных признаков «неделимого».

Обычно определение регистрируемых признаков не вызывает особых затруднений, не требует специальных изысканий. Надлежащая статистическая регистрация «неделимого» дает возможность непосредственно судить о каждом отдельном явлении (В. И. Ленин, Соч., т. 22, стр. 48). Трудности возникают при сводке данных, когда речь идет о «сводных» признаках зарегистрированных явлений (В. И. Ленин, Соч., т. 20, стр. 67; т. 22, стр. 48). При решении важных социально-экономических задач путем применения статистических методов иногда требуется так называемая «типологическая группировка». При установлении сложного существующего или намечающегося типа необходимо исходить из теоретического анализа, непревзойденные образцы которого находим в трудах В. И. Ленина (Соч., т. 3, стр. 78; т. 18, стр. 240; т. 20, стр. 67—68 и др.).

В. И. Ленин придавал огромное познавательное значение комбинационным таблицам (Соч., т. 20, стр. 71), которые выявляют разнообразные закономерности и причинозависимости общественной жизни. Неправильно было бы, однако, делать из этого вывод, что построение всех групповых и комбинационных таблиц требует предварительных исследований, подобных тем, какие находим в трудах В. И. Ленина. Обычно комбинационные таблицы, несмотря на свое огромное познавательное значение, не требуют предварительных теоретических изысканий. До нас дошли сложные таблицы от очень отдаленных времен. Неправильно считать «великими экономистами» или «социологами» статистиков, самостоятельно применявших групповые и комбинационные таблицы. В. И. Ленин путем обращения к типологическим группировкам и построению сложных таблиц разрешил труднейшие вопросы, относящиеся к развитию капитализма в России. Его статистическое разрешение потребовало глубокой предварительной теоретической работы. Не то следует сказать об известных нам и неизве-

стных авторах огромного количества сложных таблиц, возникших уже в очень отдаленные от нас времена. Построение ими таких таблиц, несомненно, показывает стремление глубоко познать явления, выяснить их причинные зависимости и взаимосвязи.

Научная задача статистики

При определении существа статистической науки нецелесообразно ограничиваться только указанием на ее предмет и метод. Дискуссия по статистике убедительно показала, что такое ограничение является большим препятствием при разрешении проблемы о правомерности существования самостоятельной статистической науки.

Науки, изучающие конкретные явления природы и общественной жизни, имеют своей общей задачей выяснение при помощи присущих им методов законов или закономерностей в изучаемых ими областях. По нашему мнению, одно описание явлений и процессов не дает права называть «наукой» ту или иную отрасль знания. Отказ от их выяснения означает в сущности отрицание за данной отраслью знания права на название «наука». Поэтому необходимой частью определения статистической науки наряду с предметом и методом является положение о том, что ее общей задачей является выяснение закономерностей. Если статистика имеет свой предмет, свой общий метод исследования и если она действительно выясняет закономерности, тогда и только тогда она имеет неоспоримое право на название самостоятельной науки.

Количественные закономерности массовых явлений общественной жизни, выясненные при помощи статистических методов, бывают трех видов: 1) закономерности состава общей совокупности из частичных (соотношение полов у новорожденных детей), 2) закономерности динамики массовых явлений во времени и 3) закономерности, проявляющиеся в отношениях размеров одних массовых явлений к размерам других явлений. Примером последних является открытая К. Марксом закономерность обратной пропорциональности чисел рождений, смертных случаев и абсолютной величины семейств по отношению к высоте заработной платы.

Общественные явления и процессы находятся в постоянном движении: изменяется их качество и количество, одни явления отмирают, другие нарождаются. Исторический материализм выяснил общие законы исторического развития общества, его движущие силы. Количественные закономерности движения, выясняемые при помощи статистических методов, представляют огромный теоретический и практический интерес. В конкретных условиях времени, места и обстоятельств в этом постоянном движении бывают периоды относительного затишья. В количественной стороне массовых явлений и процессов общественной жизни оно проявляется в фактах относительной устойчивости. Таким образом, количественные закономерности общественной жизни выступают в двух формах: основной — закономерности движения и второстепенной по своему научному значению — закономерности относительной устойчивости.

В советской литературе встречается неправильный взгляд на положение об относительной устойчивости общественных явлений, его считают проявлением «буржуазной идеологии». Относительная устойчивость иногда наблюдается в массовых явлениях всех общественных формаций, в том числе социалистической. Отрицать ее — значит отрицать факты, которых можно привести великое множество. Единственный научный путь при разрешении вопроса о конкретных случаях относительной устойчивости общественных явлений заключается в проверке правильности чисел, измерении степени устойчивости и ее объ-

яснении. То же имеет силу и по отношению к количественным закономерностям движения.

К. Маркс назвал «большой заслугой» Кетле то, что он «доказал» внутреннюю необходимость кажущихся случайных явлений. Кетле выяснил эту необходимость статистически — на основании доказанных им фактов периодической возобновляемости кажущихся случайностей общественной жизни и периодических средних чисел, т. е. фактами их устойчивости во времени. В упрек Кетле поставил К. Маркс то, что он не объяснил «этой необходимости», а только накоплял материал, ее доказывающий [8].

Выяснение количественных закономерностей имеет огромное практическое значение, особенно при социализме. Они дают возможность познать и оценить общественные явления с количественной стороны, с большей или меньшей точностью определить их приблизительную величину в ближайшем будущем при условии, что не наступят большие изменения в общих условиях, имеющих ближайшее отношение к величине этих явлений.

Основоположники политической арифметики и ее лучшие представители считали своей главной задачей выяснение закономерностей и причиннозависимостей общественной жизни. Подобные задачи ставили перед статистикой лучшие представители статистической мысли капиталистических стран. Классики марксизма считали большой заслугой открытие статистических закономерностей общественной жизни, сами они приводят замечательные образцы таких закономерностей.

Естественно, что установленные количественные закономерности, по общему правилу, не являются «законами природы», а только закономерностями, присущими конкретным случаям той страны и эпохи, к которым они относятся. Следует отметить, что статистические закономерности в ряде случаев относятся к фазам общественных формаций и к отдельным категориям меньшего масштаба, чем общественный класс.

Общая задача статистической науки, придавая ей научный характер, имеет огромное практическое значение. При помощи статистических методов фактически выясняются многочисленные закономерности и причиннозависимости общественной жизни, познание которых приносит непосредственную пользу государству и обществу. Каждая общественная формация и ее подразделения ставят перед статистикой свои специальные задачи, имеющие в первую очередь практический характер. Задачи эти возникают вследствие того, что статистика, как и другие науки, предназначена обслуживать все общество при социализме, а при других общественных формациях — господствующий класс и классовое государство.

Общественные науки при помощи присущих им методов изучают причиннозависимости в своих областях знания. В основе этого изучения лежат положения исторического материализма, открытые им законы общественного развития. Статистическое выяснение причиннозависимостей имеет свою специфику, возникающую в связи со статистическими методами изучения. Только в результате статистического изучения может быть установлена теснота связи между причиной и следствием. В этом заключается положительная сторона статистического изучения причиннозависимостей. Слабой его стороной является то, что в основу категорического исчисления кладутся не непосредственные причины и следствия, а внешние признаки явлений и процессов, которые можно регистрировать.

---

[8] См. К. Маркс и Ф. Энгельс, Соч., т. XXVI, 1935, стр. 7.

Регистрируемый в статистике признак далеко не всегда представляет собой подлинную причину выясненных закономерностей. Выяснение подлинной причины, если оно вообще возможно, требует привлечения сведений из других областей знания: исторического материализма, политической экономии, сельскохозяйственных, медицинских и других наук.

Причинное изучение в статистике чаще всего производится путем сравнения количественных характеристик частичных совокупностей, выделенных из общей на основании качественного или количественного признака, с генеральной совокупностью или между собой. Качественные группировки в статистике дают возможность измерить значение сложного фактора, которое не поддается непосредственному измерению. Примером этого может служить измерение сельскохозяйственного значения почвы, способов ее обработки и т. п. Статистическое изучение в этих случаях производится путем соответствующих группировок, вычисления средних и относительных величин и составления групповых и комбинационных таблиц.

С середины XVIII в. в статистике известен метод параллельных рядов, который очень часто дает возможность выяснить причинные и функциональные зависимости массовых явлений общества. Сущность его заключается в том, чтобы путем сравнения двух или нескольких рядов чисел, характеризующих массовые явления, установить между ними наличие взаимосвязей. Этот простой способ не характеризует тесноту связи между явлениями, что выявляют математические методы исчисления коэффициента корреляции.

Массовые явления и процессы общественной жизни в достаточной мере обладают однородностью и взаимосвязями, чтобы составить предмет самостоятельной статистической науки, изучающей их количественную сторону. Это, однако, не означает, что между ними нет различий иногда существенных, имеющих важное значение для статистики.

Некоторые массовые явления практически представляют собой однородную совокупность: денежные знаки, машины одной и той же марки, выпущенные одним и тем же заводом, вагоны и т. п. Категорическое исчисление устанавливает величины этих совокупностей и может этим ограничиться. В таком случае познавательное значение количественной стороны массовых явлений минимально. При дальнейшем статистическом изучении вполне однородные явления приобретают большее познавательное значение. Так, государственные цены являются основным звеном при изучении товарооборота, бюджетов трудящихся и т. д.

Применение категорического исчисления для изучения индивидуальных явлений приводит к более плодотворным познавательным результатам. Выяснение закономерностей и взаимосвязей в этом случае имеет большое познавательное и практическое значение. Некоторые буржуазные ученые XIX и начала XX вв. считали, что все общественные явления индивидуальны, вследствие чего предмет статистики не был для них проблемой. Положение об индивидуальности всех общественных явлений неправильно. Нельзя, однако, согласиться с заявлением тех советских статистиков, которые утверждают, что все хозяйственные явления в СССР типичны, что можно ограничиться изучением одного колхоза и т. д.

Наиболее индивидуальны люди, так как их физические и психические качества в очень большой мере зависят от разных факторов, среды и внимания, которое им уделяют. В СССР люди, в общем, менее инди-

видуальны, чем население капиталистических стран. Попечение о матери и ребенке, внимание, которое уделяется детям, советское здравоохранение, отсутствие безработицы, всеобщее образование и т. д. приводят к тому, что некоторые индивидуальные различия между людьми исчезают или сглаживаются. При всем том даже в СССР население представляет столько индивидуальных различий, что оно является благодатным полем для статистического изучения. Нечто подобное следует сказать и о животных и растениях, имеющих значение для общества. Полной однородности между представителями одной и той же породы нет. Удой коров, выход мяса, жиров и шерсти зависят от многих факторов, численное значение которых нельзя определить непосредственно для каждого в отдельности. Для статистического изучения остается широкое поле, оно является настоятельно необходимым. Даже первоначально однородные машины с течением времени теряют однородность и постепенно приобретают «индивидуальный» характер. Можно ли говорить о полной однородности автомобилей через год после их эксплуатации? По нашему мнению, нет. Автомобили и сельскохозяйственные машины в большей мере, машины, обслуживающие промышленность, в меньшей теряют свою техническую однородность. Продолжительность их работы, сроки и характер ремонтов, расходы топлива, уход и т. п. делают машины различными. Чем больше времени прошло от выпуска машин, тем больше различий между первоначально однородными машинами, что вызывается различиями в содержании и уходе за ними.

Среди массовых явлений общественной жизни есть такие, которые К. Маркс назвал «кажущимися случайностями», и даже такие, которые соответствуют требованиям теории вероятностей и потому могут изучаться при помощи ее методов.

Поэтому материальная статистика с точки зрения познавательной дает разные сведения: от простого количества тех или иных явлений до закономерностей, которые не может объяснить не только статистика, но и наука, к области которой относятся соответствующие явления (постоянство соотношения полов новорожденных детей).

Статистика и другие виды знания

Положение, что предметом статистики является количественная сторона *всех* массовых явлений общества, означает, что она имеет взаимосвязи почти со всеми общественными науками. Между статистиками имеются расхождения по вопросу о характере этих взаимосвязей. Общепризнанным положением советской статистической мысли является то, что в основе всех наук лежит материалистическая диалектика. Общественные науки, некоторые сельскохозяйственные, медицинские, биологические и другие в той или иной мере пользуются статистическими сведениями, используют результаты статистических исследований. С другой стороны, статистика при постановке наблюдения, группировках и научной обработке иногда обращается к соответствующим наукам. Некоторые статистики считают эти связи односторонними, принижают значение статистики, видят в ней, по крылатому выражению А. А. Кауфмана, «служанку» других наук. Однако А. А. Кауфман все же в некоторой мере учел фактическое положение статистического знания[9]. Вслед за указанием, что статистика «служанка» всех общественных и многих других наук, он пишет: «У статистики остается, в ее нераздельном обладании, только очень узкая сфера, пока не оспариваемая у нее никакой другой наукой: статистика населения и частью моральная. И это потому, что в названных областях преобладают правильности, ко-

[9] А. А. Кауфман, Теория и методы статистики, изд. 3, М., 1916, стр. 17.

торых мы пока не умеем объяснить и нашим объяснением привязать к какой-нибудь другой определенной науке: мы принимаем их, как факт и как таковой подвергаем статистическому изучению».

Вопрос о взаимоотношениях между экономической статистикой и экономикой давно уже разрешен В. И. Лениным: каждая из этих отраслей знания не может успешно развиваться без другой. Этим положением решен вопрос о самостоятельности статистики (В. И. Ленин, Соч., т. 3, стр. 556). В таких же отношениях пребывает статистика с другими науками, изучающими общественные явления и процессы.

На худших теоретических позициях, чем А. А. Кауфман, стоят некоторые советские статистики. Они выдвинули два положения: 1) основой статистики является политическая экономия и 2) статистика только «иллюстрирует» ее положения. Выше мы показали неправильность второго положения. Нетрудно убедиться, что первое из них вообще неправильно. Статистика изучает количественную сторону всех общественных явлений, а не только экономических. Вопросы статистического наблюдения, группировок и научной обработки неэкономических явлений связаны с другими отраслями знания. Мы не встречали в литературе положения, что в основе всех общественных наук лежит политическая экономия, что они только «иллюстрируют» ее положения, да вряд ли кто возьмется защищать такое положение.

Несомненно, что главное содержание советской практической статистики в настоящее время составляет экономическая статистика. По-видимому, это обстоятельство привело к тому, что ее представители по временам доходили в своих выступлениях до крайностей. В послевоенный период некоторые статистики сформулировали общее положение, что при социализме не может и не должно быть общей теории статистики, а возможна только теория экономической статистики. Фактическое положение теоретической мысли и практической статистики в СССР привело к тому, что даже демографическую статистику рассматривают как отрасль социально-экономической статистики, в основе которой лежит политическая экономия (см. об этом в работе А. Я. Боярского и П. П. Шушерина, Демографическая статистика, 1951).

В. Черменский сформулировал положение, что учащиеся в статистических техникумах должны быть прежде всего «первоклассными экономистами». Для нас ясно, что при такой постановке статистического образования из лиц, которые окончили техникумы ЦСУ, не только не выйдут «первоклассные экономисты», но вряд ли из них получатся посредственные статистики [10].

Практическая и теоретическая части статистической системы социализма не остаются неизменными, они беспрерывно развиваются. Мы считаем, что главной отличительной чертой статистики первой фазы коммунистического общества — социализма — является исключительная роль экономической статистики. Это вызвано тем обстоятельством, что при построении социализма происходит создание нового экономического базиса, коренная ломка и перестройка всего народного хозяйства, оставшегося в наследство от капиталистического строя. Другие отрасли статистики в СССР пока отстают от экономической статистики.

Нам думается, что не то следует сказать о статистической системе при коммунизме. Коммунизм наступит, когда создана будет соответствующая материально-производственная база, обеспечивающая непрерывное бурное развитие производительных сил страны. Экономическая статистика приобретет при этом более или менее законченный вид,

[10] В. Черменский, О программе по теории статистики для статистических техникумов ЦСУ СССР, «Вестник статистики», № 1, 1950, стр. 17.

трудно ожидать ее коренной перестройки. Не то следует сказать об остальных отраслях статистики. При коммунизме некоторые отрасли исчезнут (уголовная статистика и др.), иные приобретут большее значение, чем при социализме.

При социализме получила развитие та часть демографии, в которой человек рассматривается с точки зрения производства хозяйственных благ. Мы уверены, что при коммунизме в соответствии с основным экономическим законом социализма следует ожидать беспредельного развития демографической статистики в других ее частях. Всестороннее статистическое изучение человека, начиная от его рождения и до кончины, даст богатейшие материалы и идеи для того, чтобы глубоко познать человека, успешнее бороться за жизнь, за здоровье, за отличное физическое и духовное развитие членов бесклассового коммунистического общества.

Богатое содержание материальной статистики в большей или меньшей мере используется другими науками с разными целями. Одни статистические сведения служат для простого указания размеров явлений и процессов, другие — для иллюстрации тех или иных положений, третьи — для подтверждения теоретических положений (В. И. Ленин, Соч., т. 1, стр. 13; т. 16, стр. 403), четвертые — для доказательства того или иного положения (К. Маркс о существовании абсолютной земельной ренты, Соч., т. XXIII, 1932, стр. 100; В. И. Ленин, Соч., т. 1, стр. 197) и т. д. Одно качественное изучение массовых явлений и процессов общественной жизни, как и одно статистическое их изучение, не дает полной картины. Поэтому заимствования из материальной статистики производятся главным образом для дополнения качественных характеристик количественными. Такое сочетание имеет большое познавательное значение.

Вопрос о статистике как универсальной методологической науке

С 30-х годов статистическая работа в СССР разделилась между двумя группами статистиков. Научная работа преподавателей выражалась главным образом в составлении учебников по общей и отраслевой статистике. Советская статистическая мысль в этих случаях не ограничивалась одной систематизацией уже известных положений, особенно в отраслевой статистике, где необходимо было полностью учитывать опыт практической статистики. В области разработки теоретических проблем наибольшие достижения имеются в математической статистике, над вопросами которой, кроме статистиков-обществоведов, много и успешно потрудились крупнейшие наши математики. В учебниках господствовало «формально математическое» направление, что означало, в частности, некоторый отрыв теории от практики, в которой положения математической статистики находили весьма ограниченное применение.

Статистические методы давно применяются не только при изучении общественных явлений, но и явлений природы. Такую идею находим уже у В. Петти. В XIX в., в связи с расширением применения статистических методов в естествознании, приобрело некоторое распространение положение, что статистика только особый метод исследования. Эта точка зрения перешла в советскую литературу, где получила широкое распространение через учебники. Положение о том, что статистика не имеет конкретного предмета, иногда сопровождалось другим положением, что ее «предметом» являются абстрактные совокупности, удовлетворяющие требованиям теории вероятностей. Последнее обстоятельство означает не только невозможность выделить в общем конкретном статистическом знании особый предмет для самостоятельной статистической науки, но также утверждение об отмирании статистики

при социализме. Это течение, вероятно, и до последнего времени еще распространено среди преподавателей статистики, на воззрениях которых отразилось отсутствие статистических материалов.

В своей последней работе Н. К. Дружинин несколько модифицирует отказ от идеи статистики как материальной науки. Он утверждает, что «статистика является наукой общественной» и что эту «собственно статистику» следует отличать от «математической статистики», методы которой действительно очень широко применяются при обработке экспериментальных данных в области «различных естественных наук, а также в технике». «Собственно статистика» — наука методологическая, она настоящая наука в смысле известной системы знаний». Статистика превратилась «... в весьма обширное и сложное учение о приемах собирания числовых сведений из области социально-экономических явлений и о способах обработки этих сведений» [11]. Выше мы высказали положение, что одно приведение в систему знания не дает еще права признать его результаты особой наукой.

Нередко встречающееся в советской литературе положение о том, что «математическая статистика» является отраслью математики, требует предварительного выяснения содержания этой отрасли знания, если она существует как нечто целое. Неясность содержания понятия «математической статистики» тоже оказала отрицательное влияние на советскую статистическую мысль. Ограничение статистических методов применением одной арифметики, по нашему мнению, неправильно. Так, статистик, работающий в области теоретической демографии, обращается не только к арифметике, но иногда даже к высшей математике. От этого его построения не делаются частью «математической статистики» и не превращаются в математику. Отношения между статистикой и математикой заслуживают того, чтобы им посвящена была специальная работа.

Для нас решающим аргументом против понимания статистической науки как метода является отсутствие конкретного предмета изучения. Нельзя опровергнуть положение, что предмет изучения вместе с его задачами определяют общий и специальные методы изучения явлений и процессов. Методы изучения — орудие познания, которое является ценным постольку, поскольку оно приводит к результатам, имеющим познавательное значение. Отказ от мысли создать материальную статистику основывается на предположении, что в мире явлений и процессов нет законов и закономерностей, а только хаос, что не соответствует действительности. Такой отказ означает в сущности осуждение применяемых методов, которые не привели к результатам, давшим бы возможность построить на их основании самостоятельную материальную науку. Ее общее отрицание противоречит природе статистического знания, истории статистики и ее практическому значению для государства и общества.

Наиболее настойчиво искали новых путей для решения проблемы о сущности статистической науки работники государственной статистики. Для них неприемлемо положение, что в основе статистики лежит теория вероятностей. В своей повседневной работе они должны удовлетворять непосредственные практические потребности бурно развивающегося социалистического строительства. Статистика сделалась орудием всенародного контроля и планирования. Первоочередными задачами практической статистики были вопросы надлежащей постановки и укрепления работы статистических органов, проведение в жизнь все но-

[11] Н. К. Дружинин, О содержании статистики как науки, «Вопросы экономики» № 6, 1952, стр. 43—44, 52.

вых и новых статистических операций, своевременная обработка и представление данных и т. д. Особенные теоретические трудности представляют проблемы синтетические и в первую очередь составление баланса народного хозяйства СССР. Во всех этих важных, срочных, иногда очень трудных задачах работники государственной статистики могли находить только ограниченную помощь у оторванных от практики преподавателей статистики.

Главнейшей задачей советской практической статистики было создание сложной и многообразной экономической статистики, что не могло не отразиться на статистической мысли некоторых работников ЦСУ. Теоретическую опору они искали в положениях политической экономии социализма, политическую экономию объявили основой всей статистики.

Творческая статистическая мысль в большей мере проявилась и проявляется в построении системы практической статистики СССР. Большие достижения имеются в ее методологической части, особенно в статистическом наблюдении, и некоторых разделах научной обработки данных. С. Г. Струмилин указывает, что материальная часть статистики ЦСУ очень элементарна, что ее работники занимаются главным образом числовыми иллюстрациями непревзойденных хозяйственных успехов СССР, что за последнее время имеется мало работ, в которых используется метод статистических группировок, что для характеристики работы промышленных предприятий не составляются комбинационные таблицы («Вестник статистики» № 1, 1952, стр. 44 и 48).

Роковую роль для положительных построений многих участников дискуссии сыграло положение, заимствованное из программы по теории статистики для статистических техникумов ЦСУ. В нем указано, что собирание и обработка статистических данных производятся «на основе всестороннего анализа общественно-экономических отношений». Авторы программы и ее сторонники забыли о двух обстоятельствах: 1) о том, что в трудах классиков марксизма-ленинизма уже дан этот анализ, что ничего нового статистики к нему прибавить не могут, 2) что общественно-экономические отношения составляют предмет политической экономии.

В поисках решения проблемы о сущности статистики некоторые ее работники пришли к мысли о том, что общая теория статистики не имеет права на самостоятельное существование, что такое право имеет только теория экономической статистики, основой которой является политическая экономия. Сделаны были и другие попытки решения вопроса о сущности статистической науки. В частности, высказывались идеи о таком сближении предмета статистики и политической экономии, которое в сущности не оставляло места для самостоятельной статистической науки или же значительно суживало предмет политической экономии. Последнюю концепцию обосновывали путем неправильного трактования высказывания В. И. Ленина, указавшего на необходимость статистики при изучении экономического строя современных государств и его развития. Так, В. Черменский пишет: «Эти данные суть данные статистической науки. Собиранием, а следовательно, и изучением этого материала занимается статистическая наука, а не политическая экономия и не история» («Вопросы экономики» № 9, 1952, стр. 73). Критики этой концепции убедительно показали ее несостоятельность.

Наше определение статистической науки

В соответствии с изложенными выше положениями и соображениями можно, по нашему разумению, дать такое общее определение статистики: статистика есть наука, изучающая массовые явления и процессы общественной жизни путем исчисления их по категориям. Она выясня-

ет количественные закономерности, существующие в общественных явлениях и процессах на разных ступенях развития человеческого общества.

Статистика — общественная материальная наука. Предмет ее — количественная сторона массовых явлений и процессов, ее общий специфический метод — исчисление этих явлений по категориям, общая задача, придающая статистическому знанию научный характер,— выявление количественных закономерностей человеческого общества.

Приведенное определение мы считаем общим для двух общественных формаций, при которых можно говорить о статистической науке: для капитализма и социализма. К этому общему определению статистической науки для каждой общественной формации и их основных подразделений присоединяются еще специфические более конкретные задачи, которые они ставят перед статистикой. При рабовладельческом строе и при феодализме находим наличие только такого статистического знания, которое можно назвать статистической мыслью. К этим видам знания мы относим отдельные теоретические положения и идеи (закон больших чисел в массовых явлениях, идею о количественных закономерностях человеческого общества и др.), приемы и методы собирания и разработки числовых материалов, производные величины, а также общие идеи государствоведения — знания, которые с течением времени переродились в статистику.

Труды Всесоюзного научного совещания по статистике в 1954 г.

При составлении записки мы не ставили своей задачей дать детальную характеристику всех разнообразных высказываний отдельных советских ученых, а привели только наиболее типичные положения, а также свои критические замечания относительно соображений авторских коллективов, опубликовавших учебник по статистике либо составивших его макет. В настоящий сборник включен несколько сокращенный текст записки, составленной до Всесоюзного научного совещания по статистике 16—26 марта 1954 г. В нем приняло участие 760 научных и практических работников в области статистики. Всего на совещании выступило 60 человек, 20 статистиков представили свои выступления в письменной форме; они приложены к стенограмме совещания. В конце 1954 г. опубликованы материалы этого совещания, в которых в тезисной форме приведены положения и соображения относительно статистической науки 80 статистиков [12].

Для подведения итогов дискуссии была избрана комиссия в составе 29 человек, куда вошли представители различных точек зрения. Приведем текст постановления, принятый на совещании:

«Статистика — самостоятельная общественная наука. Она изучает количественную сторону массовых общественных явлений в неразрывной связи с их качественной стороной, исследует количественные выражения закономерностей общественного развития в конкретных условиях места и времени. Статистика изучает количественную сторону общественного производства в его единстве производительных сил и производственных отношений и явления культурной и политической жизни общества.

Статистика также изучает влияние природных и технических факторов на количественные изменения общественной жизни и влияние развития общественного производства на природные условия жизни общества.

---

[12] См. «Вестник статистики», № 5, за 1954 г., стр. 39—95. Аналогичный отчет опубликован также в «Вопросах экономики» № 12 за тот же год.

Теоретической основой статистики является исторический материализм и марксистско-ленинская политическая экономия. Опираясь на принципы и законы этих наук, статистика выявляет количественные изменения конкретных массовых общественных явлений и выясняет проявляющиеся в них закономерности» («Вестник статистики» № 5, 1954, стр. 87).

Это определение представляет собой известный компромисс из положений представителей разных направлений статистической мысли в СССР. В его основу положены правильные, по нашему разумению, положения, что статистика есть общественная наука, изучающая количественную сторону массовых общественных явлений, и что задачей ее является выяснение количественных закономерностей, существующих в этих явлениях. Правильно также охарактеризованы взаимосвязи между статистикой и другими видами знания. Однако в это основное определение статистической науки включены некоторые добавочные положения — либо излишние вследствие их неполноты, либо такие, в которых заложено зерно для возвращения к старым неправильным идеям, отвергнутым в процессе дискуссии до и во время совещания.

Так, уже в первую фразу включены слова «в неразрывной связи с их качественной стороной», которые можно трактовать по-разному. Как показано выше, главнейшей причиной коренных расхождений по вопросу о предмете статистики является желание объединить количественное и качественное изучение общественных явлений в одном виде знания. На наш взгляд, в этом случае, основанном на неправильном трактовании марксизма-ленинизма о качественном и количественном анализе, вообще нельзя прийти к правильным выводам относительно предмета статистики и других общественных наук. По нашему разумению, это положение марксизма-ленинизма означает для статистики не что иное, как вопрос о количественных и качественных группировках, а не об общем предмете этого вида знания. До совещания некоторые статистики считали, что слова «в неразрывной связи» относятся к предмету статистической науки. В результате такого понимания возникали два одинаково неправильных вывода: 1) фактическое отрицание за статистикой права быть самостоятельной наукой и 2) перенесение части содержания политической экономии в статистику. Правильно понятое положение о количественном и качественном изучении общественных явлений имеет свою специфику в разных отраслях статистики. В дальнейшем мы приведем свое воззрение на эту часть демографической статистики.

Конец первого абзаца определения, на наш взгляд, неполно характеризует, чем фактически занимается статистика, а полный перечень явлений и процессов или же отраслей статистики вряд ли целесообразно приводить в общем определении.

Формулировка третьего абзаца может привести к рецидиву уже казалось бы изжитого положения, что нет и не может быть общей теории статистики. Несомненно, что исторический материализм и политическая экономия имеют огромное значение для статистики. Однако формулировка неполно отражает то, что имеет место в разных отраслях статистики, в которых, кроме указанных наук, большее или меньшее значение имеют и другие виды знания.

Прошло пять лет со времени созыва совещания. С глубоким удовлетворением следует констатировать, что огромные расхождения между представителями крайних течений в воззрениях на теоретическую статистику в значительной мере сгладились, а также то, что нет уже той нетерпимости в воззрениях на основные вопросы теоретической статисти-

ки, которая тормозила развитие науки. Очень трудно достигнуть известной согласованности в воззрениях на статистику среди тех ее работников, которые считают статистику самостоятельной материальной наукой. Нельзя ее достигнуть в воззрениях тех, кто считает статистику самостоятельной материальной общественной наукой, и тех, кто это отрицает и признает статистику как учение об универсальном методе изучения явлений природы и общества. Несмотря на это неустранимое принципиальное расхождение, следует отметить, что разработка методологической части статистики, если результаты ее могут быть использованы при изучении конкретной действительности в материальной статистике, следует только приветствовать. Создавшееся положение содействовало успешной разработке вопросов теоретической статистики, значительно возросло опубликование статистических работ теоретического, исторического и отраслевого направления.

РАЗДЕЛ ВТОРОЙ

ОБЩИЕ ВОПРОСЫ ДЕМОГРАФИИ— СТАТИСТИКИ НАСЕЛЕНИЯ

ГЛАВА I

ПРЕДМЕТ И СОДЕРЖАНИЕ ДЕМОГРАФИИ. ГРУППИРОВКИ В ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКЕ

Предварительные замечания

Мы определили статистику как самостоятельную общественную науку, имеющую своим предметом количественную сторону всех массовых явлений и процессов общественной жизни. Она состоит из двух частей: методологической и материальной.

По нашему разумению, содержание методологической части в каждой конкретной науке определяется предметом изучения и его задачами. В статистике ее основой являются категорическое исчисление, счет общественных явлений и их группировки по категориям. Считая предметом статистической науки только массовые явления и процессы общественной жизни, мы тем самым противопоставляем их тому, что имеет место в природе.

Однородность общественных явлений обнаруживается при их сопоставлении с явлениями природы. Если же рассматривать их самих по себе, то, наряду с известной однородностью, обнаруживаем, что отдельные категории этих явлений различаются между собой по своему предмету. Таким образом, кроме общей статистики с ее методологической частью, существуют отраслевые статистики, число которых возрастает вместе с развитием и усложнением общественной жизни. Методы исследования являются орудием изучения, с какой бы целью оно ни производилось. Поэтому каждый вид отраслевых статистик имеет свою специфику: наряду с использованием общих статистических методов и приемов в каждой отрасли статистики имеется и своя специфическая методология в деле собирания первичных сведений, их разработки технической и научной.

Из всех отраслей статистики впервые возникли и получили развитие элементы демографии, начало которой восходит к труду Д. Граунта (1662). Развитие методологической части одновременно было и развитием методов общей статистики. Даже в конце XIX и начале XX вв. некоторые представители воззрения на статистику как на самостоятельную общественную науку считали нужным включать в свои учебники по статистике раздел, посвященный статистике населения (часто ее называют демографией или демографической статистикой). Делалось это для того, чтобы показать образец статистики от возникновения первичных данных до окончательных результатов их разработки. В противоположность статистике населения интенсивное развитие разных отраслей экономической статистики едва насчитывает сотню лет.

Довольно быстро развивалась также материальная часть демографии. Первоначально, вследствие скудности числовых сведений, при установлении количественных закономерностей в населении применяли разнообразные методы исчислений, прибегали к разным гипотезам. В общем, история статистики населения накопила немало примеров несуществующих «статистических законов» и закономерностей, которые появились вследствие дефектности первичных материалов или же методов их разработки. Однако обращение к разным гипотезам в известных случаях содействовало выработке методов приблизительных исчислений величин и состава статистических совокупностей, их научному изучению.

Большое содействие при создании методологической части демографии, а также в деле правильной оценки качества полученных выводов и установлении количественных закономерностей имели два обстоятельства. Созданная в 1748 г. новая организация шведской статистики населения обеспечила получение и разработку достоверных статистических сведений. Впервые начали публиковаться статистические материалы о численности и составе населения целой страны и о его естественном движении. Данные их разработки были надежным мерилом и критерием для других стран, в которых за отсутствием надежных сведений о населении нередко просто брали выводы шведской статистики.

Еще большее значение для развития демографии имело то обстоятельство, что начиная с XVII в. материальная часть ее имела практическое значение для страхования жизни. Первая полная таблица смертности, созданная по поручению правительства Англии Э. Галлеем в конце XVII в., сделалась основой расчетов при страховании жизни. И впоследствии английские и шотландские актуарии-специалисты по страхованию жизни внесли много нового и ценного в методологическую часть статистики населения. Результаты их исчислений таблиц смертности, заболеваемости, инвалидности и брачности на основании точных данных о застрахованных в различных кассах не мало внесли и в дело выяснения статистических закономерностей. В XVIII в. политическая арифметика в применении к населению перекинулась в Голландию и Францию и значительно позже в германские государства. Не мало крупнейших ученых разных стран потрудились над созданием методологической части демографии, они внесли свой вклад и в ее материальную часть. История демографии до начала XIX в. охарактеризована в нашей монографии «Очерки по истории статистики XVII—XVIII веков» (М., 1945). Ниже мы приведем сведения для XIX и начала XX вв.

Для избежания возможных недоразумений необходимо сделать некоторые замечания относительно содержания этой и следующей глав, в которых мы попытались ближайшим образом охарактеризовать демографию как особую отрасль статистики. В монографии «Очерки по теории статистики населения и моральной» (1916) имеется в этом отношении неясность. С одной стороны, высказана была мысль о том, что статистический метод имеет особое значение при изучении общественных явлений и процессов вследствие того, что их предмет принципиально отличается от предмета наук естественных. Одновременно сделана была попытка обосновать положение, что только демографическая статистика, вследствие особого характера своего предмета и единства общей научной схемы его изучения, является самостоятельной материальной общественной наукой, имеющей свою большую методологическую часть.

В результате многолетней дальнейшей разработки проблем общей и демографической статистики и их истории мы выяснили для себя эту

неопределенность. Мы по-прежнему считаем, что существует известная однородность в массовых явлениях и процессах общественной жизни, которая дает право статистически изучать их особо. Равным образом нам представляется бесспорным, что общий статистический метод исчисления и группировки явлений по их категориям приложим ко всем общественным массовым явлениям и процессам. При написании «Очерков» нам было ясно, что глубина и перспективы статистического изучения разных видов массовых явлений общества определяются их предметом. С точки зрения своего предмета демография, изучающая количественную сторону массовых явлений и процессов, непосредственно относящихся к человеку и его поступкам, ясно отличается от предметов других отраслей общественной статистики. Выработанная в течение трехсотлетнего существования методологическая часть демографии разработана лучше и полнее, чем методология в какой-либо другой отрасли статистики. Наконец, количественные закономерности, установленные и устанавливаемые в демографической статистике, по богатству и глубине своего содержания представляют замечательный вклад в сокровищницу человеческого знания. Все эти три момента дают известное право считать демографию наукой. На наш взгляд, положение с демографией в этом отношении значительно лучше, чем с отраслевыми экономиками. В настоящее время вопрос о том, считать ли демографию наукой — отраслью общей статистики или же самостоятельной, не имеет для нас принципиального значения. При современном положении это скорее вопрос терминологии, которая в этом отношении не установилась.

Неясность, пробел в теоретических позициях «Очерков» заключается в другом. В 1912—1916 гг., увлекшись идеей о научной полноценности демографической статистики, мы упустили из виду очень важное обстоятельство. Предмет изучения, необычайное богатство методологической части, количество и качество накопленных результатов исследований, на наш взгляд, бесспорны. Однако наше положение — это попытка одностороннего решения сложных проблем о сущности статистики, о статистике как науке, о статистиках общей и отраслевых. Она построена на видовых особенностях демографических явлений и процессов, не принята во внимание принадлежность их к одному и тому же роду. Как всякое одностороннее решение сложной проблемы, оно неполно, а потому и дефектно. Сопоставление результатов статистического изучения различных общественных массовых явлений и процессов при надлежащей разработке данных и их использовании имеет большую самостоятельную научную ценность. Общественные явления и процессы состоят в различных взаимоотношениях друг с другом. Синтетическое изучение количественной стороны социальной жизни в общей статистической науке весьма содействует выяснению этих взаимоотношений. Оно значительно углубляет наши познания. В этом и состоит главная задача материальной части общей статистической науки.

В дальнейшем изложении, во втором разделе, мы излагаем теоретические вопросы так, как это сделано в «Очерках». Изменена только терминология, исключены некоторые места, текст оставлен в таком виде, что демография считается самостоятельной наукой.

Понятие причин в естественных и общественных науках

(§ 3). В науках естественных и общественных конечной целью исследования является выяснение причин или сил, которые вызвали то или иное явление. «Истинная задача каждой науки состоит в открытии причинной связи явлений»[1]. Вообще невозможно представить себе науку, ко-

[1] А. И. Чупров, Курс статистики, М., 1910, стр. 10.

торая принципиально довольствовалась бы одним описательным знанием и избегала бы причинного объяснения явлений, с которыми она имеет дело.

В науках естественных, предметом изучения которых является внешний мир, порой встречаются настолько сложные и запутанные причинные связи, что разложить их и так или иначе приурочить к номографическому знанию на практике представляется делом невозможным не только при современном состоянии наук, но и вообще для познающего ума человека. Еще сложнее обстоит дело при исследованиях социальной жизни. Здесь, несравненно чаще, чем в науках естественных, во многих случаях даже весьма затруднительно сказать, какой характер имеет связь, установленная между двумя явлениями, является ли одно из них причиной другого или же они связаны чисто случайно [2]. В качестве примера можно привести случаи, заимствованные у А. А. Чупрова [3]. Давно уже статистики констатировали связь между величиной надела у крестьян и распространенностью вненадельной аренды. В деревнях с большим наделом крестьяне обычно арендуют земли меньше. При объяснении этого явления одни полагают, что здесь мы имеем дело с причинной связью. Крестьянин желает использовать лишь свои производительные силы, за большим он не гонится. Другие утверждают, что связь эта носит характер историко-географической случайности. Хорошо наделенные государственные крестьяне живут вдали от помещичьих усадеб и много земли вследствие этого арендовать не могут. Бывшие же помещичьи, получившие меньшие наделы, живя по близости от них, берут в аренду эти земли, составляющие главный арендный фонд. Равным образом О. Шпанн в своем исследовании о смертности внебрачных детей во Франкфурте-на-Майне пришел к поразительному, хотя и твердо обоснованному заключению, что «для внебрачных детей лучше, чтоб мать умерла и они остались круглыми сиротами, нежели, чтоб мать осталась в живых, но не вышла замуж». И здесь возникает вопрос, объясняется ли этот факт неблагоприятным результатом материнского влияния или же тем, что дело призрения во Франкфурте-на-Майне поставлено настолько хорошо, что условия жизни круглых сирот лучше тех, которые остаются на попечении девиц-матерей, не вышедших замуж.

Установление причинных отношений в социальной жизни человека следует, однако, поставить ниже естественнонаучных уже по общим основаниям. Невозможность точного разложения сложных явлений природы и причинного объяснения действительности является здесь непреодолимой по чисто практическим основаниям, причем непреодолимость эта, по общему правилу, носит относительный характер. С прогрессом наук то, что было неразложимо, начинает порой поддаваться анализу и обобщению, в результате которых познание этих явлений переходит на более высокую стадию научного обобщения. Не то при изучении социальной жизни, когда имеют дело с явлениями, вполне или отчасти зависящими от воли человека, что вводит в науку до известной степени свободный фактор. «Свободна человеческая воля или нет, но сфера работы естествоиспытателя — царство полной причинной обусловленности, не нарушаемой вмешательством каких бы то ни было «свободных» факторов» [4].

Всякий человеческий поступок индивидуален, так как он определяется свободной волей человека, умственные способности которого и наличие той или иной энергии и силы воли определяют выбор средств

[2-3-4] А. А. Чупров, Очерки по теории статистики, изд. 2, М., 1910, стр. 172—176; 174; 22.

и напряженность усилий, направленных на достижение поставленной им цели. Но, с другой стороны, всякий поступок определяется наличием тех или иных мотивов. Люди живут не изолированно и в силу этого вступают в тысячи порой неосязаемых взаимоотношений как с разными общественными группами, так и с отдельными индивидуумами. Всякий человек при этом испытывает не только прямое давление права, но и разные косвенные воздействия, которые порой бывают сильнее первого (классовое самосознание, этика, обычаи, предрассудки, религия и т. п.). Мотивы человеческих поступков являются теми скрытыми пружинами, вызывающими то или иное поведение данного лица, которое и может быть зарегистрировано статистикой. Фактически для разных общественных групп, условия жизни которых более или менее однородны, существует ограниченное, с ростом культуры, правда, все увеличивающееся число линий поведения в том или другом случае, а также, что еще важнее, ограниченное число видов внешнего давления, возникающего в силу существования того или иного вида общества [5].

Человеческий поступок, по общему правилу, не является произвольным актом свободной воли человека. «Правильно понятое учение о так называемой «философской необходимости» заключается просто в следующем: раз даны, во-первых, мотивы, действующие на душу известного индивидуума, а во-вторых, его характер и настроение, то можно безошибочно заключить о том, как он будет действовать; другими словами, если мы в совершенстве знаем человека и если нам известны также все побуждения, под влиянием которых он находится, то мы можем предсказать его поведение с такою же уверенностью, с какою предсказываем всякое физическое явление. Положение это, — говорит Д. С. Милль, — я считаю просто истолкованием всеобщего опыта, словесным выражением того, в чем всякий внутренне убежден. Ни один человек, уверенный в том, что ему вполне известны обстоятельства данного случая и характеры прикосновенных к нему лиц, не затруднится предсказать, как поступит каждое из них. И какие бы сомнения он ни испытывал при этом на практике, они будут зависеть от его неуверенности в том, действительно ли он знает с надлежащей точностью эти обстоятельства и характер того или другого из этих лиц»[6].

Но так обстоит дело только в теории. И при принятии учения о полной детерминированности человеческих поступков в действительности далеко не всегда можно в точности установить мотивы, действующие на душу человека, его характер и настроение, не говоря уже о том, что совершение того или иного поступка обычно требует еще наличия определенной энергии и силы воли. Если же брать только внешние обстоятельства каждого отдельного случая, предсказание, как поступит тот или иной человек, делается еще более затруднительным. Одинаковые обстоятельства на разных ступенях развития одного и того же человека могут вызывать порой обратные мотивы и настроения в его душе [7].

Для того чтобы безошибочно предсказать тот или иной поступок человека, нужно в совершенстве знать данного индивидуума и все обстоятельства и условия внешней обстановки до и во время совершения того или иного поступка. Нетрудно видеть, что практически такое зна-

[5] Ср. Frank H. Hankings, Adolf Quetelet as Statistician, «Studies in History, Economics and Public Law, edited by the Faculty of Political Science of Columbia University», vol. XXXI, No 4, New York, 1908, стр. 98.

[6] Д. С. Милль, Система логики силлогистической и индуктивной (перевод В. Н. Ивановского), М., 1899, стр. 678.

[7] Ср. W. Lexis, Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs — und Moralstatistik, Jena, 1903, стр. 217.

ние может быть достаточным только для немногих весьма значительных по своим последствиям поступков человека и притом такого типа, когда мотив совершения или несовершения того или иного поступка весьма силен и к тому же самоочевиден. Вышеприведенное положение Д. С. Милля нельзя поэтому приложить к каждому отдельному конкретному человеческому поступку, не говоря уже о том, что наличие сознания и воли делает всякое заключение на будущее лишь вероятным, т. е. констатированная при наличии данных условий причинная связь никогда не носит характера общеобязательности. Трудность, порой невозможность разложить сложный комплекс обстоятельств, вызвавших данное явление, устранить из их среды элементы лишние и найти законы причинной связи принимает в социальных науках своеобразную окраску. Кроме внешних условий, в качестве «причины» выступает сам человек, как носитель определенных физических и психических качеств и особенностей, обладающий волей и той или иной степенью интеллектуального развития. Уже из собственного опыта нетрудно убедиться, как затруднительно порой сказать наперед, совершим ли мы тот или иной поступок, в особенности не выходящий из рамок обыденности. К тому же между внешними обстоятельствами и настроением, желаниями и мотивами человека существует не только односторонняя связь, устанавливающая, что первые являются причиной, а вторые следствием, но гораздо более сложное психологическое взаимодействие. Наши желания воздействуют также на внешние условия, которые, в свою очередь, могут оказывать то или иное влияние на первые. Человеческий поступок вследствие этого нельзя рассматривать как непосредственную и определенную функцию внешних явлений и условий, одинаково действующих на любого человека и в любое время. Это и является основанием того, что установление причиннозависимостей в области социальных явлений никогда не может подниматься до той степени точности и определенности, которая присуща им в естествознании. Но социальные причиннозависимости уступают естественнонаучным не только с точки зрения их качественной стороны, но и с количественной.

Результат действия причины или силы является вполне определенным в механике, если известна точка приложения, направление и интенсивность силы. Если в одной и той же точке приложения действует не одна, а несколько сил, зная другие два момента для каждой из них, путем последовательного сложения легко найти конечный результат их действия. Для полноты изучения необходимо также знание продолжительности их действия, зависимости или независимости от других сил, разложения их на элементарные и т. д.

Д. С. Милль[8] немало потрудился над выяснением «принципа сложения сил». Для «механических» явлений, полагает он, одна причина никогда не извращает и не уничтожает действия другой. Но принцип этот господствует далеко не во всех областях природы. При химическом соединении двух веществ получается третье, которое обладает свойствами, отличными от свойств каждого из них. То же и при гораздо более сложных соединениях элементов, которые входят в состав органических тел и в которых возникают совершенно особые, новые единообразия, называемые «законами жизни». Есть, таким образом, два различных способа совместного действия причин, откуда возникают и два вида столкновения или взаимного противодействия между законами природы. «Первый случай, случай «сложения причин», имеет

[8] См. Д. С. Милль, Система логики силлогистической и индуктивной, М., 1899, стр. 297—301.

общее значение; второй всегда носит специальный и исключительный характер... Можно, по-видимому, предположить, что нет таких явлений, в которых не имел бы силы принцип «сложения причин»; и правило, что «сочетание причин производит совершенно те же следствия, какие получились бы и в том случае, если бы эти причины действовали отдельно», оказывается общим. Но будучи общим, оно не всеобще: при некоторых переходах от отдельных действий к объединенному законы изменяются; возникает совершенно новый ряд следствий, которые или присоединяются к следствиям, вызываемым отдельной деятельностью тех же самых причин, или же замещают их. Законы этих новых следствий, в свою очередь, подобно законам, ими замененным, подлежат сложению — до некоторых неопределенных пределов».

Такого рода точное изучение, путем сведения на элементарные силы и учет их действия, нельзя перенести непосредственно в область социальных наук, если не хотят довольствоваться метафорами и неопределенными аналогиями. Понятие «силы» или «причины» не отличается здесь той ясностью и недвусмысленностью, которые присущи ему в механике или физике, где под силами (причинами) подразумевают в точности известные обстоятельства (или систему их), необходимые для вызова данного явления. Точное разложение сложных причин, исключение факторов, безразличных к выходу данного явления, и установление сил, непосредственно вызвавших то или иное отдельное событие, входящее в статистическую совокупность, не представляется возможным, вследствие чего понятие причины — не говоря даже о количественной стороне ее — лишено здесь той определенности и ясности, которые присущи ему в науках естественных [9]. («Очерки», I, § 3, стр. 16—22).

Виды массовых общественных явлений

(§ 4). Среди массовых явлений общественной жизни человека можно различить два вида. В основе каждого отдельного случая первого вида лежит легко распознаваемый мотив человеческого поступка. Отдельные индивидуальные случаи здесь настолько однородны, что они легко объясняются одной какой-либо причиной или их комплексом. Объяснение этого явления как такового представляет поэтому весьма ценный научный результат, вне зависимости от числа случаев его наблюдения. Абстрактное понятие его представляет гораздо больший научный интерес, чем подсчет отдельных конкретных случаев, который хотя здесь часто и производится, но всегда играет лишь подчиненную роль. Явления эти В. Лексис называет «родовыми» в отличие от «конкретных», где подобное объяснение и создание абстрактного понятия не может иметь места [10]. Каждый отдельный случай стоит здесь в только ему свойственной причинной цепи, и причинные системы эти так многочисленны и разнообразны, что одинаковые результаты кажутся простой случайностью. Конкретные массовые явления имеют дело с личностью человека и его поступками как таковыми [11].

Областью родовых явлений является главным образом хозяйственная жизнь человека, где при капитализме люди действуют преимущест-

---

[9] Ср. J. Lottin, La Statistique morale et le Déterminisme. Extrait de la «Revue Néo-Scolastique», février 1908, Louvain, 1908, стр. 6, 20.

[10] W. Lexis, Zur Theorie der Massenerscheinungen in der menschlichen Gesellschaft, Freiburg i. B., 1877, стр. 4. Ср. А. А. Чупров, Очерки по теории статистики, стр. 108—116 и Th. Kistiakowski, Gesellschaft und Einzelwesen, Berlin, 1899.

[11] W. Lexis, Statistik, статья в «Handwörterbuch der Staatswissenschaften», 3 Aufl., VII Bd., Jena, 1911, стр. 829.

венно под влиянием «хозяйственного эгоизма». Здесь, действительно, уже наперед нетрудно указать на те условия, когда банкиры начнут посылать золото из одной страны в другую, вклады в сберегательные кассы будут увеличиваться или уменьшаться, мужчины в работоспособном возрасте начнут усиленно приливать в города и т. д. Далеко не так обстоит дело с другими массовыми явлениями, входящими в область социальной статистики. Ссылка на мотив, характер и вообще особенности данного индивидуума в таком случае ничего в сущности не объясняет. Если и в случаях первого рода порой люди при наличии вполне определенных мотивов и благоприятной внешней обстановки не совершают того или иного поступка, который можно было бы ожидать от них, то в случае второго рода эта определенность мотивов и внешней обстановки исчезает. Так обстоит дело не только по отношению к человеческим поступкам, но и к событиям в его жизни, касающимся его личности как таковой, когда его воля и сознательное участие могут играть лишь незначительную роль (смертность, инвалидность). Конкретные массовые явления социальной жизни и входят как раз в область статистики населения и моральной. Вопрос, что является причиной явлений, с которыми они оперируют, представляет величайшие трудности. Здесь вследствие особого характера, присущего этим явлениям, не только однозначная причинная связь, но и вообще точное установление понятия «причины» как для внешнего наблюдателя, так в сущности и для человека, совершающего тот или иной поступок или же в жизни которого происходит данное событие, представляются делом весьма трудным, порой даже невозможным. Что объясняет, например, ссылка на мотив при вступлении в брак? Желание создать семью в каждом частном случае зависит от весьма разнообразных и точно неопределяемых факторов, находящихся, в свою очередь, отчасти в зависимости от объективных внешних условий, складывающихся в результате ряда случайных обстоятельств.

Всякое массовое явление, исследуемое демографией и моральной статистикой, получается на основании данных статистической регистрации, отмечающей исследуемый признак и дающей при этом наиболее отличительные черты личности, к которой он относится.

«Совокупностью,— говорит Э. Бляшке,— называют всех индивидуумов, на которых может быть наблюдаемо одно и то же свойство или изменение» [12]. Как то, так и другое постоянно приводят в связь с этими регистрируемыми статистикой внешними признаками личности: полом, возрастом, социальными условиями, которые покрывают собой сложный и по существу неразложимый комплекс причин, оказывающих то или иное влияние на интенсивность исследуемых явлений. Опыт показал, что величина совокупности изменяется в зависимости от того, какой признак мы положим в основу классификации. Статистические совокупности могут быть, таким образом, рассматриваемы как величины, зависящие от известных признаков, что и побудило многих авторов называть эти факторы «причинами», понимая «причину» в условном, не естественнонаучном ее значении.

Обращаясь к отдельным случаям, нетрудно видеть невозможность точной естественнонаучной характеристики и разложения состояния физики и психики человека и окружающей его среды, обусловливающих в конечном итоге каждое демографическое явление. Это невозможно

[12] E. Blaschke, Vorlesungen über mathematische Statistik, Leipzig u. Berlin, 1906, стр. 9. Ср. Р. М. Орженцкий, Учебник математической статистики, Спб., 1914, стр. 5.

уже потому, что человек есть существо сознательное и ни наши чувства, ни мотивы, переживания и состояние физики не есть непосредственная математическая функция от каких-либо объективных количеств. Состояние физики и психики человека, равно как и внешняя среда, лучше всего характеризуется описательно, при помощи внешних признаков, путем указания на то, что до известной степени «объясняет» в каждом отдельном случае то или иное явление. Каждый из этих признаков не является обстоятельством безусловно необходимым и достаточным для вызова того или иного явления, принадлежащего к исследуемой совокупности. Пол, возраст, семейное положение, профессия, место жительства, время года и т. д., которыми обычно характеризуют массовые явления социальной жизни, не представляются причинами или силами в смысле физическом. Они покрывают собой комплекс в той или иной мере неразложимых и к тому же недоступных точной количественной оценке причинных моментов, лежащих за ними и связанных с ними, причем связь эта не представляется необходимой и неизменной, она существует только «по общему правилу» [13].

Влияние пола и возраста [14] сводится в сущности к физиологическим и психологическим особенностям, социальным условиям и отношениям к внешнему миру; время года есть синтез экономических и климатологических и других факторов, причем эти внешние признаки порой соприкасаются друг с другом и даже совпадают в той или иной части при характеристике разных явлений. Часть причинных комплексов, покрываемых одним общим внешним признаком, может являться необходимой для вызова данного события, отношение к нему других безразлично, третьи противодействуют его наступлению и, наконец, действие четвертых не может быть установлено с точностью.

Тот или иной результат действия сложной причины возможно порой свести к действию элементарных сил, но в статистике дальнейшее разложение внешних признаков человеческой личности бывает, с одной стороны, не всегда возможно, а с другой — в конечном итоге никогда не может привести к простейшим элементам, как это имеет место в физике или химии, где путем эксперимента ставят сложный объект в условия, позволяющие изолировать, комбинировать и варьировать разные элементы и их действие. В силу этого в так называемые «причины» в статистике всегда входят разнородные элементы, благодаря чему с точки зрения механики их можно было бы охарактеризовать как силы, он-

---

[13] Ср. L. v. Bortkiewicz, Die statistischen Generalisationen, статья в «Rivista di Scienza «Scientia», vol. V, anno III (1909), No IX—I, стр. 18; A. Bosco, Lezioni di statistica e generale demografia, Roma, 1905, § 165, стр. 567—568 R. Benini Principii di statistica, Torino, 1906, стр. 18—19, 296.

[14] Идею о возрасте, как о факторе, измеряющем действие причин, высказывает также В. А. Косинский. «Временем мы можем измерить, определить неслучайные причины. Мы знаем, что человек в различные годы жизни имеет различную возможность умереть, и наблюдения показывают нам, что в данном обществе умирает в известном возрасте (если нет особенных возмущающих причин, например эпидемии) из года в год приблизительно одно и то же число лиц; а смерть есть результат тех последовательных изменений в организме человека, которые происходят в нем от дня его рождения под действием самых разнообразных влияний, включая и наследственность, — следовательно и здесь мы можем говорить о времени, как выражении причин; оно определяет совокупность этих изменений. Мы знаем, что человек в различном возрасте различно развит умственно и нравственно, и можем говорить о времени, как выражении причин этого развития, как указании, мере тех последовательных непрерывных состояний развития, которые переживает данное лицо, прежде чем дойдет до данного состояния». (См. «О приемах научной разработки статистических данных», М., 1890, стр. 47.)

ределяемые несовершенно как с точки зрения их интенсивности и направления, так и точек их приложения. Под последними следует разуметь момент, когда в среду действующих факторов входит новый или же когда причина, бывшая активной, выходит из их среды или же изменяет силу своего действия. Это и является основанием того, что естественно-научные законы и индукции отличаются от статистических закономерностей и статистической индукции [15] («Очерки», I, § 4, стр. 22—27).

(§ 6). За исключением множества случаев, которые по тем или иным соображениям не могут быть объектом изучения истории и которые в то же время имеют значение только для личной жизни человека, не затрагивая вовсе или же в более или менее значительной мере социальных интересов, остается бесконечное множество человеческих поступков и событий в его жизни, перечислить которые в отдельности не представляется возможным и которые, по выражению В. Лексиса, образуют «фон исторических событий». Они имеют значение для социальной жизни не только благодаря тому, что отражаются в значительной степени на жизни данного лица, но также и вследствие того, что повторяются в той или иной мере среди членов данного общества, являясь для них, так сказать, «нормальными», понимая «нормальность» не в смысле целевом, как должное, а как имеющее место в действительности и повторяющееся. Самоубийства и преступления при капитализме с этой точки зрения будут для значительных социальных групп столь же нормальными явлениями, как и браки.

Возможная область социальных эмпирических наук простирается, по мнению В. Лексиса, на все эти явления как в их составе (статика), так и в их изменениях (динамика) [16] («Очерки», I, § 6, стр. 28—29).

Сущность естественно-научного метода

(§ 7). Объектом изучения эмпирических наук является не только физическое и психическое бытие человека, но также его поступки и разные события в его жизни как существа, живущего в обществе, действующего на основании тех или иных мотивов и отвечающего за свои поступки [17].

Науки естественные, изучая человека с точки зрения его физического и психического бытия, производят это при помощи особого и притом единственного метода, понимая под методом *«общий способ»* (курсив наш —*М. П.*), при помощи которого непосредственно полученный материал переводится в адэкватную ему научную форму позна-

---

[15] R. B e n i n i, Principii di statistica, стр. 18—19, 296. Ср. Р. М. О р ж е н ц к и й, Сводные признаки, Ярославль, 1910, стр. 310—313.

[16] Деление это пригодно главным образом для классификации непосредственно найденного сырого материала. Строго говоря, в явлениях социальной жизни нет статики, ибо всякая «статика» здесь слагается из разных динамических процессов прошлого и настоящего. В демографической статистике порой высказывался подобный взгляд. Моро (Moheau) в Recherches et considération sur la population de la France (1778), Paris, 1912 говорит: «Население есть результат числа рождений по сравнению с числом смертей», стр. 187 (269); J. E. Wappäus (Ваппеус) в Allgemeine Bevölkerungsstatistik, Leipzig, 1859—1861, Theil II, стр. 49 говорит о том же.

Непринятие во внимание этого обстоятельства привело В. Лексиса к весьма странным заключениям. В своих «Abhandlungen» он неоднократно указывает, что в «статике» устойчивость, по общему правилу, выше, чем у вероятностей изменения состояний относительных чисел «динамики». На стр. 85, впрочем, он замечает, что устойчивость состояний никого не поражает — «наоборот, постоянные отношения ежегодных изменений состояний находят замечательными и часто изумительными, хотя они логически, сами по себе, следуют из признанной устойчивости состояний. При более точном рассмотрении получается, разумеется, что первичное явление на самом деле — закономерность изменений» Ср. также стр. 231 «Abhandlungen» и L. v. B o r t k i e w i c z, Die Theorie der Bevölkerungs—und Moralstatistik nach Lexis, «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 3 Folge, 27 Bd. (1904), стр. 243.

[17] Ср. E. B l a s c h k e, Vorlesungen.., стр. 1.

вания. Поэтому эта последняя форма представления — схема категорий, в которой мы воспринимаем реальные отношения эмпирических явлений, — специфически характерна для метода всякой науки и, можно сказать, что две науки имеют тот же метод, если самая общая схема категорий у них та же самая, даже в том случае, если обусловленная материалом техника для заполнения схемы у них различна»[18], и, наоборот, различие их схем приводит к различию наук даже при наличии одного и того же первичного материала. Терминология В. Лексиса расходится в данном случае с общепринятой. Давая определение метода, он стремится охарактеризовать его самым общим образом, с точки зрения его природы. В силу этого только последняя форма представления характерна для всякой науки, метод же, в тесном смысле слова, или, как его называет в данном случае В. Лексис, техника и материал, играют подчиненную роль. В результате получается, что естественные науки имеют только один метод, социальные же — три. «Метод естественных наук состоит в исполнении двоякого рода требований: с одной стороны, превращение нашего субъективного понимания внешних явлений в объективное, духовного представления (sinnliche Wahrnehmung) — в материальное познавание.., а с другой, в возможно детальном разложении явлений на количественно определенные элементарные, из которых потом, на основании чисто логического отношения причины и следствия, можно было бы опять получить первые»[19]. Конечной схемой естественнонаучного познавания является индуктивное заключение на будущее[20], т. е., другими словами, знание это, возникшее на основании опыта прошлого, носит «вечный» характер.

Отличительными чертами естественнонаучного метода в его идеальном проведении являются:

1) объективное изображение явлений в пространстве и времени;

2) разложение их на простейшие;

3) установление чисто количественной математической схемы для отношений данных явлений[21].

Разложение на простейшие необходимо для быстроты и надежности заключений о закономерности[22]. Метод этот, разлагающий качественные представления на количественные и дающий в его идеальном проведении чисто количественное представление явлений в пространстве и времени, доступен далеко не всем естественным наукам, но для всех их это представление является идеалом («Очерки», I, § 7, стр. 29—31).

Сущность статистического метода

(§ 8). В качестве одного из психологических интересов к действительности вне категории причинной связи может быть указан статистический, который направлен на установление числа объектов, обладающих известным признаком. Статистический интерес в такой его общей форме и образование совокупностей могут быть не связаны с типичностью или нетипичностью объектов. Между тем В. И. Борткевич указывает, что в изложении А. А. Чупрова «статистика появляется на сцене, в сущности, без достаточной мотивировки и, во всяком случае, неожиданнее, чем в конструкции Г. Рюмелина и других немецких тео-

---

[18] W. Lexis, Abhandlungen.., стр. 235—236.

[19] Там же, стр. 238; А. А. Чупров, Очерки по теории статистики, изд. 2, стр. 46—49.

[20] W. Lexis, Abhandlungen.., стр. 239.

[21-22] Там же, стр. 240 и 122.

ретиков, не исключая В. Лексиса, которые исходят из противопоставления типичного нетипичному или индивидуальному. Явное несочувствие А. А. Чупрова к этой конструкции основательно лишь постольку, поскольку ее связывали с представлением, будто явления природы, по существу, типичны, а явления человеческого общежития, по существу, не типичны. Но, ведь, например, у В. Лексиса это представление совершенно отсутствует» [23]. В ответ на это А. А. Чупров возражает, что «если разорвать связь с антитезой «природа — человеческое общежитие», то что же остается в антитезе «типичное — нетипичное», имеющего хоть тень касательства к определению задач статистического описания? Разве же статистическому счету подвергаются исключительно — или хотя бы преимущественно — объекты нетипические? Статистика подсчитывает интересующие нас объекты, ни мало не заботясь о том, сходны эти объекты в остальных отношениях, кроме тех, что служат основанием для отнесения их к одной «категории», или нет, — типичны они или индивидуальны» [24].

Нам представляется вполне возможной и законной характеристика статистического интереса в той его общей форме, которая говорит о подсчете предметов и явлений безотносительно к их характеру и отношениям к другим явлениям, в частности к их типичности или нетипичности. Но это справедливо постольку, поскольку рассматривают статистический интерес не вдаваясь в мотивы и цели, которые заставляют прибегать к установлению величины совокупностей. Между тем фактически цели при этом преследуются разные, вследствие чего статистический интерес определяется, в свою очередь, этими последними. Среди тех оснований, которые заставляют исследователя обратиться именно к статистическому методу, нетипичность объектов играет главную роль.

Статистический интерес может возникнуть и тогда, когда имеют дело с вполне типическими явлениями, но он не простирается и не может простираться далее познания числа изучаемых объектов и их отношений к тем или иным явлениям — отношений, не носящих характера причинности. В частности, ничего общего не имеет с ней процесс обращения абсолютных чисел в относительные. «Нельзя согласиться с тем, — говорит В. И. Борткевич, — будто статистическим частостям, как таковым присущ в большей или меньшей степени номографический характер, а следовательно, и с тем, будто установление этих частостей — иначе, обращение абсолютных чисел в относительные — является приемом, который конкурирует с методами индукции, служащими всегда номографическим целям» [25]. Задачи научного познания действительности лежат в этом случае в другой плоскости. На первый план выдвигается установление типа и типических признаков, разделение рода на виды и их классификация. Подсчет объектов познания в науке, имеющей дело с типическими явлениями как таковыми, может играть лишь незначительную роль, и он всегда имеет побочное значение. Научно-познавательный смысл установления типических свойств и особенностей объектов и простой подсчет их числа далеко не равноценны. Хотя указание числа объектов и имеет некоторую познавательную ценность, однако само по себе это знание, во всяком случае, не

[23] В. И. Борткевич, Задачи и концепции научной статистики. «Журнал Министерства народного просвещения», новая серия, ч. XXV, февраль 1910 г., стр. 348.
[24] А. А. Чупров, Очерки по теории статистики, изд. 2, стр. 98.
[25] В. И. Борткевич, Задачи и концепции науч ой статистики, стр. 360. Ср. там же, стр. 356—361 и А. А. Чупров, Очерки по теории статистики, изд. 2, стр. 221—239.

может претендовать на имя «науки», наряду с изучением типов явлений и установлением их отличительных особенностей, так как под наукой всегда подразумевают нечто гораздо большее, чем ряд абсолютных и относительных чисел. Создать науку на основании образования статистических совокупностей как таковых для царства типического не представляется возможным. Этому не противоречит то обстоятельство, что как для нахождения естественнонаучных законов, так и для установления типа и признаков классификации типических объектов приходится порой прибегать к статистическому методу образования совокупностей и дальнейшей их обработке. Основанием для этого являются чисто фактические обстоятельства и условия научной работы — отчасти множественность причин и следствий, отчасти же то, что типические признаки у объектов выражены не вполне ясно и они порой несколько маскируются сильно развитыми индивидуальными признаками [26].

В исключительном случае «при полной однородности массы, при полном тождестве всех единичных случаев мы из области приложения метода статистического уходим в сферу иных приемов исследования, вовсе не нуждающихся в образовании совокупностей. Всякая масса, которую имеет смысл подвергать статистическому изучению, может быть разбита на более мелкие совокупности, выделяющие при своем образовании в категорию общих причин иные элементы, нежели те, что отходят в нее при объединении всех этих мелких совокупностей в одно целое, и дающие для вероятности изучаемого явления различные друг от друга значения» [27].

Несравненно больший смысл и значение имеет приложение статистического метода к тем явлениям, где непосредственное причинное объяснение встречается со значительными трудностями. Здесь образование совокупностей является лишь необходимой подготовительной стадией для дальнейшей научной работы, ведущей к заключениям, если и не имеющим общеобязательности вечного закона, то, во всяком случае, относящимся порой к весьма значительному числу случаев.

Метод рассмотрения отдельных случаев как однородных, устранения их особенностей и соединения их в группы по каким-либо основным признакам применяется как в естественных, так и в социальных науках, когда имеют дело с нетипическими, весьма сильно индивидуализированными явлениями. Хотя приложение статистического метода в обоих случаях в некоторых отношениях и тождественно, их все же следует ясно различать [28]. Явления природы — царство полной причинной обусловленности, где ни о каких «свободных» факторах не может быть и речи, да к тому же они и не так сложны, как социальные. Естественные науки, пользующиеся статистическим методом, имеют в дополнение к нему еще естественнонаучный метод, приводящий к точному установлению причин и измерению силы их действия, в то время как социальные, базируясь на массовых явлениях общественной жизни человека, могут в подобном случае опереться только на теоретические науки, сводящие причинное объяснение к человеческим мотивам. Человеческие же мотивы никоим образом нельзя сравнить как

[26-27] Ср. А. А. Чупров, Очерки, изд. 2, стр. 5, 18, 175—176, 375.

[28] Ср. W. Lexis, Statistik, стр. 824; A. Bowley, The Nature and Purpose of the Measurement of Social Phenomena, London, 1915, стр. 5—6; Н. А. Каблуков, Курс статистики, М., 1911, стр. 34—35; Al. Kaufmann, Theorie und Methoden der Statistik, Tübingen, 1913, стр. 22—23.

причинную категорию с явлениями природы, благодаря чему обращение к статистическому методу для проверки и иллюстрации теоретических положений социальных наук является по существу необходимым. Во многих случаях без помощи статистики трудно даже вполне определенно и бесспорно указать, что данное обстоятельство имеет значение для того или иного социального явления, т. е. что оно входит в комплекс причин, его вызвавших. Все эти соображения и приводят к тому, что статистический метод имеет свое преимущественное значение в сфере социальных явлений.

Взяв в качестве объекта изучения более или менее значительное общество, получают огромное количество разных явлений в жизни отдельных индивидуумов, в него входящих. Каждое из них характеризуется несовершенным образом теми внешними признаками, которые регистрирует статистика. Принять во внимание все разнообразие отдельных случаев, а тем более их отношений друг к другу ни теоретически, ни практически не представляется возможным, поэтому не остается ничего иного, как классифицировать их по основным признакам, найти средние для каждой совокупности, а также, установив числовую величину разных групп, охарактеризовать по меньшей мере их внешние отношения, их сравнительную силу при помощи относительных чисел, т. е., другими словами, применить к ним естественнонаучный метод [29].

Особенное значение статистический метод получает в области демографических конкретных массовых явлений социальной жизни, где он является вследствие их особенностей единственным орудием научного исследования и где благодаря этому статистика может быть конструирована как самостоятельная материальная дисциплина.

Статистический метод, являясь по своей общей логической природе естественнонаучным, имеет все же в качестве отличительного признака указанное свойство: способ образования совокупностей при помощи категорического исчисления [30].

На практике вследствие особенностей и объема статистического материала, а также целей, преследуемых в разных отраслях статистики, дело обстоит иначе. Не следует забывать, что, как указывает А. Боули, «статистика имеет дело с оценками (estimates), по временам очень аккуратными, часто удовлетворительными для их цели, но никогда математически точными» [31]. В. И. Борткевич в рецензии на первое издание этой работы полагает, что мнение А. Боули «само по себе совершенно правильно», и формулирует ту же мысль несколько решительнее, указывая, что «статистика предназначена по своему существу к оценкам, а не измерениям» [32].

Применение естественнонаучного метода к социальной жизни встречает на практике большие затруднения вследствие особенностей

---

[29] Ср. W. L e x i s, Abhandlungen.., стр. 236, 240; Н. А. К а б л у к о в, Курс статистики, М., 1911, стр. 309; Д. П. Ж у р а в с к и й, Об источниках статистических сведений в России, Киев, 1846, стр. 173; Р. М. О р ж е н ц к и й, Сводные признаки, Ярославль, 1910, стр. 318—321; A l e x. M o r e a u de J o n n è s, Elément de statistique, 2 éd., Paris, 1856, стр. 1; P. A. D u f a u, Traité de statistique, Paris, 1840, стр. 36, 39, 56—59.

[30] Ср. A. B o s c o, Lezioni di statistica e demografia, Roma, 1905, стр. 33; R. B e n i n i, Principii di statistica metodologica, Torino, 1906, стр. 4; E. B l a s c h k e, Vorlesungen.., стр. 1; G. R ü m e l i n, Statistik, «Schönbergs Handbuch der politischen Oekonomie», 11, Tübingen, 1882; A. W a g n e r, Statistik в «Staatswörterbuch, herausgegeben von Blüntschli und Brater», 18 Bd. (1866); A. M e i t z e n, Geschichte, Theorie und Technik der Statistik, Berlin, 1866.

[31] A. B o w l e y, Elements of Statistics, 3 ed., London, 1907, стр. 3.

[32] «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 26 Jahrgang (1902), стр. 395.

субъекта и объекта исследования. Трудно во многих случаях отрешиться от личных склонностей и свойств при регистрации того или иного события или оценке социальных явлений. Трудности, лежащие в объекте, можно разделить на теоретические, вызываемые его существом, и практические. К первым относится то обстоятельство, что человек, являющийся объектом исследования, есть сознательное существо и его переживания не есть непосредственная математическая функция от каких-либо объективных количеств, к тому же многие состояния и явления по своему существу неопределенны (болезнь). Эксперимент, играющий весьма важную роль в науках естественных, неприменим к социальным, хотя это до известной степени компенсируется возможностью подвергнуть объект статистического исследования, если можно так выразиться, «перекрестному допросу», что невозможно в первом случае. Трудности практические заключаются в незнании или недобросовестности значительных масс населения, необходимости большого числа интеллигентных и подготовленных счетчиков, множестве расходов, связанных с крупными статистическими операциями, что в конечном итоге вызывает либо полное отсутствие соответствующих исследований, либо их неточность (установление возраста в статистике населения) [33] («Очерки», I, § 8, стр. 31—37).

Предмет статистики

(§ 9). По В. Лексису предметом исследования эмпирических социальных наук является относительно устойчивое, родовое, и возможная область их исследования простирается на все устойчивые социальные явления [34].

Эта конструкция, поскольку она касается статистики, вызывает большие сомнения. Исходя из самоочевидного воззрения, что наличие одного и того же в качественном и количественном отношении комплекса причин, общих условий определяет одинаковый числовой результат, все же нельзя определить статистику как науку, исследующую относительно устойчивое в социальной жизни. Предположив это и давая определение реально существующей науке, мы в то же время утверждаем, или постулируем, что эти результаты в действительности наблюдаются, иначе никакой статистики не было бы [35].

Но, с одной стороны, понятие «относительно устойчивого», оставив даже в стороне, что оно по самой природе своей всегда спорно, вызывает необходимость указания в каждом конкретном случае, что же это такое, что называть устойчивым, относительно устойчивым и неустойчивым, какова мера для различия этих понятий, а с другой, можно представить себе, что фактически в социальной жизни этой теоретической устойчивости нет или же что она наблюдается лишь в незначительном числе случаев, и тогда возникает вопрос, что же делать с остальными повторяющимися явлениями [36].

Несостоятельность этой конструкции представляется тем более очевидной, если принять во внимание результаты исследований В. Лексисом устойчивости статистических рядов — исследований, ко-

---

[33] A. Bowley, The Nature and Purpose of the Measurement of Social Phenomena, London. 1915, стр. 8—10.

[34] W. Lexis, Abhandlungen.., стр. 234; L. v. Bortkiewicz, Die Theorie der Bevölkerungs — und Moralstatistik nach Lexis, «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 3 Folge, 27 Bd. (1904), стр. 231.

[35] С точки зрения образования понятий подобная конструкция не вызывает сомнений. Образовав искусственно любое понятие, можно после искать реальные факты, которые под него подходят. См. Л. И. Петражицкий, Введение в изучение права и нравственности, Спб., 1908, гл. III, § 5, стр. 62 и след.

[36] Ср. Г. Г. Швиттау, Введение в экономическую статистику, Спб., 1910, стр. 30—31.

торые показали, что существует лишь весьма незначительное количество массовых явлений с так называемой «нормальной» устойчивостью. Учение это, обогатившее теоретическую статистику, не дает понятия относительной устойчивости, годного для определения статистики, и не может быть приведено в связь с его определением статистики, где В. Лексис скорее руководствуется своими общими теоретическими воззрениями[37] и употребляет этот термин в обычном, ненаучном его смысле, не придавая ему точного значения мерила[38].

Сам. В. Лексис, правда не везде, придерживается этой точки зрения, что, как нам кажется, находится в зависимости от того, желает ли он дать формальное определение этой науке или же такое, которое послужило бы исходным пунктом для его дальнейших теоретических конструкций[39].

В «Abhandlungen...», стремясь дать теоретическое обоснование статистике как науке, он заявляет, что статистика, поскольку она преследует самостоятельные задачи, а не служит просто пособием для органов практического управления, исследует относительно устойчивое и типическое в социальных массовых явлениях, из чего следует, что все неустойчивое, поскольку оно все же исследуется статистически, следует отнести к статистике, не преследующей самостоятельных задач[40]. В «Zur Theorie...» на стр. 1 он указывает, что предметом статистики является «обычное, относительно устойчивое поведение и переживания индивидуумов», и дает сходное определение ее как самостоятельной науки. В статье «Statistik» он дает формальное определение ее по методу, указывая, что «статистикой (в широком смысле слова— *М. П.*) называют в настоящее время, согласно общепринятой терминологии, всякое сведение о состояниях или изменениях, которое основано на том, что отдельные случаи наблюдений, отвлекаясь от их раз-

---

[37] См. его статью «Ueber die Ursachen der geringen Veränderlichkeit statistischer Verhältniszahlen» в «Abhandlungen...». Ср. L. v. Bortkiewicz, Die Theorie.., стр. 248.

Э. Бляшке, указывая, что статистические массовые явления «отнюдь не обнаруживают постоянства», идет в то же время чересчур далеко, утверждая, что «даже в области распределения новорожденных по полу постоянство не бесспорно». Он ссылается при этом на данные Генерального Регистратора для Англии и Уэльса, который указывает, что за время 1844—1893 гг. число мальчиков на 100 девочек упало со 106,4 до 105 и 104. В основе его возражения лежит, несомненно, недоразумение. Из того, что регистрация новорожденных может показывать колебания, превосходящие силу действия случайных причин, вовсе не следует, что в основе явлений рождаемости не лежат общие неизменные по силе действий условия. Регистрируя с абсолютной точностью не только живорожденных, но и мертворожденных, мы все же оставляем в стороне значительную и к тому же не поддающуюся точному учету группу искусственных рождений. Величина ее с течением времени все более и более растет, и так как мальчики по своей природе менее жизнеспособны, чем девочки, отношение живорожденных мальчиков к девочкам должно с течением времени падать. См. «Vorlesungen...», стр. 125. То же можно возразить и по поводу замечаний Р. М. Оржецкого. См. «Сводные признаки», Ярославль, 1910, стр. 127—131. Ср. А. А. Чупров, Очерки по теории статистики, изд. 2, стр. 377 и след. и «Zur Frage des sinkenden Knabenüberschusses unter den ehelichen Geborenen», доклад XIV сессии Международного статистического института.

[38] См. W. Lexis, Abhandlungen.., стр. 98—99, 221. В связи со своей теорией о мерах устойчивости статистических рядов он замечает: «Но постоянство (Beharrung) в жизни человечества — только исключение, правило — эволюция в положительном или отрицательном направлении». См. «Zur Theorie der Massenerscheinungen in der menschlichen Gesellschaft», Freiburg i. B., 1877, стр. 92. Ср. L. v. Bortkewitsch, Kritische Betrachtungen zur theoretischen Statistik, 2 Artikel, «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», X Bd., стр. 357.

[39] W. Lexis, Zur Theorie.., стр. 33; Abhandlungen.., стр. 170—171.

[40] В статья «Naturwissenschaft und Sozialwissenschaft» — его вступительная лекция в Юрьеве, читанная в августе 1874 г., стр. 240—241.

личий, подсчитываются как однородные и соединяются в группы»[41], в узком значении — применение того же метода изображения и исследования к человеку, живущему в государстве и обществе. Статистический метод не необходимо предполагает, что речь идет о большом числе случаев, но вместе с переходом к более мелким группам специфические особенности его все более и более отступают на задний план, и в конечном итоге мы переходим к единичному случаю, что не является уже предметом статистики. Далее он возвращается к своему основному взгляду, замечая, что у относительных чисел малых групп «во многих случаях» нет относительной устойчивости, которая, «как показывает опыт», наблюдается у больших и которая служит объектом дальнейшего исследования. «Статистика *поэтому* (курсив наш — *М. П.*) занимается в общем только *массовыми явлениями* государственной и общественной жизни, хотя род образования ею групп привносит с собою то, что она наряду с очень *большими* устанавливает также и очень малые числа». В конечном итоге В. Лексис приходит к несколько бесцветному заключению, что «основное учение статистики как науки — просто теория практической деятельности статистических бюро»[42].

Несмотря на все эти противоречия, все же следует признать, что основным его воззрением, сближающим его с Кетле, является представление об устойчивости относительных чисел в области демографической статистики как факте общего характера, служащем исходным пунктом для дальнейших теоретических конструкций[43] («Очерки», I, § 9, стр. 37—41).

(§ 10). Г. Ф. Кнапп в рецензии на известную брошюру В. Виндельбанда «Die Lehre vom Zufall» (Berlin, 1870) высказывает несколько критических замечаний против «искателей законов» в статистике, которые могут быть с полным правом отнесены и к данному случаю. Он выступает прежде всего против воззрений авторов, которые полагают, что нет науки там, где мы не открываем законов, подобных астрономическим (А. Вагнер, В. Виндельбанд), и указывает, что в зоологии таких законов не имеется. Ею занимаются потому, что хотят знать особенности мира животных. Статистикой населения и моральной занимаются также вследствие того, что хотят знать человеческое общество с этой стороны. Не следует забывать, говорит Г. Ф. Кнапп, «что наука не отвечает и не должна отвечать за то, что она находит, сущность ее состоит только в том, как она находит»[44].

[41] «Handwörterbuch der Staatswissenschaften», 3 Aufl., VII Bd., Jena, 1911, стр. 824.

[42] «Statistik», стр. 825. Ср. G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre, I Bd., 2 Aufl., Tübingen, 1914, стр. 35—36.

[43] Ср. L. v. Bortkiewicz, Die Theorie.., стр. 248.

[44] «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 16 Bd. (1871), стр. 186. Подобный элемент заключается также в определении R. Benini (Бенини), Principii di statistica metodologica, стр. 3. См. также A. Cournot, Exposition de la théorie des chances et des probabilités, Paris, 1843; G. Caporale, Corso di statistica per l'insegnamento universitario e tecnico, Napoli, 1876 и Lezioni di statistica teorica-pratica, Napoli, 1863; P. A. Dufau, Traité de statistique, ou théorie de l'étude des lois d'après lesquelles se développent les faits sociaux, Paris, 1840; Legoit, La France et l'Etranger, ou Etudes de Statistique comparée, Paris, 1864; A. Oncken, Untersuchungen über den Begriff der Statistik, Leipzig, 1870; Н. А. Каблуков, Курс статистики, М., 1911, стр. 41; К. Г. Воблый, Статистика, изд. 2, Киев, 1909, стр. 6; Г. Ф. Симоненко, Теория статистики и сравнительная статистика населения. Основные вопросы статистики, экономической науки, истории, социологии и этики, Варшава, 1905, стр. 2. Ср. Р. М. Орженцкий, Учебник математической статистики, Спб., 1914, стр. 22; Н. Х. Бунге, Курс статистики, составленный в первой половине 1876 г. для студентов Императорского университета Св. Владимира, изд. 2, Киев, 1876, стр. 1.

Желая оттенить различие между историей и прочими эмпирическими социальными науками, мы пользуемся поэтому термином «повторяющиеся явления», что исключает спорный элемент меры их повторяемости. Повторяемость этих явлений происходит в силу двух причин: физической ограниченности человеческой личности — принадлежности их к одному и тому же роду — и ограниченности социальной («Очерки», I, § 10, стр. 41—42).

Деление эмпирических наук

(§ 11). Выделив историю, целесообразнее всего разделить вместе с В. Лексисом остающиеся социально-эмпирические науки соответственно последней научной форме представления ими материала.

Изображая массовые явления человеческой жизни, можно остановиться на математическом представлении их в пространстве и времени[45], но можно попытаться сделать шаг дальше и поставить себе целью найти, что лежит за этими массовыми явлениями, что является причиной, вызвавшей их, и, наконец, при исследовании возможно оперировать с понятием цели.

Социальные науки имеют, по мнению некоторых авторов, преимущество в том отношении, что атом, лежащий в основе массовых явлений, ими исследуемых, — человек, действующий руководясь теми или иными мотивами, и, найдя эти мотивы, мы в состоянии научно объяснить значительное количество массовых явлений социальной жизни[45]. Таким мотивом, по учению буржуазной политической экономии, является хозяйственный эгоизм. Следует при этом все же иметь в виду, что таких ясных, самоочевидных и простых мотивов человеческих поступков, как хозяйственный эгоизм, чрезвычайно мало. Фактически наши желания и их интенсивность зависят от весьма разнообразных и, по общему правилу, недостаточно определенных факторов, которые к тому же действуют порой в противоположных направлениях. Желания эти, комбинируясь с фактическими обстоятельствами и условиями того или иного случая, которые тоже обычно влияют в ту или иную сторону, и вызывают человеческий поступок, вследствие чего понятие «мотивов» страдает большой неопределенностью.

С ростом культуры и цивилизации все более и более увеличивается как количество, так и разнообразие человеческих поступков и событий в жизни человека, которые наряду с положительными нормами и образованиями общества и государства определяют существование человеческого общества. Увеличение это происходит как в силу развития самой личности человека, так и роста числа объективных возможностей разных линий поведения («Очерки», I, § 11, стр. 42—44).

Особенности демографии как отрасли статистики

(§ 12). Для создания статистики как самостоятельной науки недостаточно, чтобы статистический метод прилагался к нетипическим, сильно индивидуализированным явлениям. Необходимо также, чтобы те же явления научно не освещались другой какой-либо наукой, что пре-

---

[45] Ср. любопытное мнение об отношениях между статистическим и математическим методом, основанное на неправильном понимании работы H. Rickert'a (Риккерта), Das Eine, die Einheit und die Eins, «Logos», II Bd., Heft I (1911), стр. 26—78; H. Wolf (Вольф), Zur Theorie der Statistik, «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 45 Bd. (1913), стр. 1—43.

Подробную критику воззрений Г. Вольфа см. у В. И. Борткевича «Die Daseinsberechtigung der mathematischen Statistik», «Die Geisteswissenschaften», I Jahrgang (1913—1914), Heft 9/10.

[46] Ср. M. Weber, Roscher und Knies und die logische Probleme der historischen Nationalökonomie, «Jahrbuch für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft», Leipzig, 1903, прим. к стр. 1215; W. Lexis, Abhandlungen.., стр. 243.

вращало бы статистический подсчет в подсобную операцию для проверки и иллюстрации тех или иных научных положений. Только в той области, где бороться с бесконечной индивидуализацией явлений возможно лишь при помощи простого подсчета их, регистрации нескольких признаков и нахождения сравнительной силы разных групп явлений, приложение статистического метода может привести к образованию особой материальной науки. Наука эта не будет ограничиваться только изложением добытых таким образом сведений, она имеет к тому же возможность производить в той или иной форме исследования причинных отношений, а также выяснять количественные закономерности общественной жизни. Научный интерес конкретных массовых явлений социальной жизни, относящихся к личности человека или его поступкам как таковым, лежит в их числовых отношениях. В этой области статистика вполне и безраздельно является самостоятельной наукой. Область эта с ростом культуры все более и более увеличивается. В. Лексис предлагает назвать ее «демографией» или, еще лучше, по почину Э. Энгеля, «демологией» [47].

В этой связи легко найти самое простое и теоретически наиболее совершенное решение чрезвычайно спорного вопроса о том, является ли статистика наукой или же только методом. В области конкретных массовых явлений социальной жизни, не допускающих никаких иных способов изучения, она, систематически излагая эти явления и результаты их изучения, имеет характер материальной и независимой науки, во всех прочих (вплоть до естественных) — это главным образом подсобный метод исследования. Некоторые основные вопросы этого метода изучения массовых явлений остаются для всех областей теми же. Поэтому удобнее всего разделить все учение, объединяемое этим именем, на учение о статистических методах и демографическую статистику — формальную (методологическую), поскольку эта часть представляется своеобразной, и материальную.

В. Лексис в вышеупомянутой рецензии на работу А. А. Кауфмана считает выделение статистики населения и моральной, как пользующихся исключительно статистическим методом, в особую автономную науку — отрасль социальных наук — также «самым простым решением спорного вопроса». Эту самостоятельность следует признать за областью демографической статистики не потому или, вернее, не только потому, что, как полагает В. Лексис, характерным для нее является не пользование статистическим методом, «а факт, что этот метод ведет в этой области исследования к своеобразным результатам, что здесь закон больших чисел и следствия из теории вероятностей получают особое значение (eine spezifische Geltung erlangen)» [48], ибо теория вероятностей применяется и в других областях, и потому теоретики, обращающие внимание только на эту сторону вопроса, были бы правы, полагая, что статистики как науки не существует, а есть только статистический метод, применяемый в той или другой мере к разным наукам.

А. А. Кауфман признает [49], что до последнего времени статистика населения и моральная были самостоятельны, так как здесь наблюда-

---

[47] Ср. рецензию В. Лексиса на книгу А. А. Кауфмана в «Schmollers Jahrbuch», 37 Jahrgang (1913), стр. 2089. Термин предложен Э. Энгелем в его статье в «Zeitschrift des Preussischen Statistischen Bureaus», 11 Jahrgang (1871).

[48] «Schmollers Jahrbuch», 37 Jahrgang, стр. 2089. Ср. W. L e x i s, Abhandlungen. , стр. 179 и 182.

[49] Al. A. K a u f m a n n, Theorie und Methoden der Statistik, Tübingen, 1913, стр. 28.

лись закономерности, которые мы не в состоянии объяснить и привести их в связь с какой-нибудь определенной областью знания. Но это следует рассматривать «вряд ли как что-либо иное, как просто переходное состояние, которое получается исключительно в силу неполноты нашего знания». И для этих фактов с течением времени будут найдены соответствующие объяснения, и они перейдут тогда в область других наук. Этот процесс наблюдается, по его мнению, уже и в настоящее время и притом в обеих областях. На долю статистики не останется, таким образом, особого объекта, а только метод исследования. Но, как говорит профессор Рейхесберг, «существо и понятие самостоятельной науки ни в каком случае не может быть определено только особенностью ее метода» [50].

Мнение Н. Рейхесберга нам представляется правильным. Для существования той или иной науки необходимым является не только метод, но главное наличие особого объекта исследования и задач его или же, как выражается В. Лексис, «соответствующей формы познания». Решающим моментом для А. А. Кауфмана является будущее отсутствие особого предмета исследования для статистики как самостоятельной науки, но таковой, несомненно, существует — «конкретные» массовые явления социальной жизни, которые в силу своей конкретности теоретически объяснены быть не могут. В основном то же следует сказать о подобных массовых явлениях в естественнонаучной области с той только разницей, что объяснение первых теоретически невозможно, а объяснение вторых как явлений объективных, которые теоретически допускают точное измерение, возможно только при существовании настолько развитых наук, что они приближались бы к «всеобъемлющему» разуму П. С. Лапласа [51], что практически бывает тоже невозможным. Существенная разница в природе первичного материала тех и других — атом, лежащий в основе наук социальных,— человек, действующий по тем или иным мотивам, в зависимости от тех или иных обстоятельств,— ведет к существенно иному методу в тесном смысле слова, иным задачам и конструкциям, что и вызывает необходимость различия их как наук [52].

Отмеченный А. А. Кауфманом факт перехода результатов исследования из области демографической статистики в уголовную политику, антропологию, этнографию и т. д. не может быть рассматриваем сам по себе и, по-видимому, не рассматривается А. А. Кауфманом как доказательство невозможности существования статистики как самостоятельной науки, ибо с тем же правом можно было бы отрицать существование теоретических наук в естествознании, так как их результаты и построения заимствуются прикладными науками [53].

---

[50] Цитирую по А. А. Кауфману. Там же, стр. 28. Ср. A. Bosco, Lezioni di statistica e demografia. Stenografate e compilate da P. Mengarini e A. Tamburini. Edizione autorizzata dal professore. Anno 1904/1905, Roma, 1905, стр. 18—20, 48.

[51] P. — S. Laplace, Essai philosophique sur les probabilités, 5 éd., Paris, 1825, стр. 4. Ср. P. A. Dufau, Traité de statistique, Paris, 1840, стр. 20—21.

[52] Ср. И. Н. Миклашевский, Статистика, «Энциклопедический словарь Брокгауза и Эфрона», т. 31, 1900, стр. 476; Н. А. Каблуков, Курс статистики, стр. 34—45; A. Bowley, The Nature.., стр. 6—7.

[53] Профессор Н. Рейхесберг совершенно правильно отмечает весьма важное значение вопроса, является ли статистика только методом. «Вопрос о том, что такое статистика, — наука или своеобразный метод научного исследования массовых явлений, — пишет он,—имеет чрезвычайно важное не только научное, но и практическое значение, так как от решения этого вопроса зависит определение задач статистики и всего характера ее работ. От решения же этого вопроса зависит также в большой степени научная оценка результатов статистических исследований и отношения этих

Не следует забывать, что «переход от родовых к конкретным массовым явлениям... постепенный; часто мы бываем еще в состоянии распознать условия, которые оказывают большое влияние на возникновение события, но которые в то же время не лежат о б щ и м о б р а з о м в основе его наряду с другими; чем больше таких условий с ограниченным значением, тем более массовое явление принимает характер конкретного, в основе которого лежит совершенно неразложимый (gar nicht zu entwirrender) комплекс причин»[54] («Очерки», I, § 12, стр. 44—48).

(§ 13). В предыдущем мы исходили из определения В. Лексиса, который в качестве объекта изучения статистики указывает на массовые явления социальной жизни. Другие авторы обычно называют «народонаселение» как предмет демографии. Если при этом хотят указать на тот же по существу объект, это не ведет ни к каким недоразумениям, но по временам разные авторы впадают в ошибки или преувеличения, строго придерживаясь определения «народонаселения». Статистики XVIII и отчасти XIX столетий весьма часто употребляли этот термин в смысле целевом, определяя «народонаселение» как задачу и обязанность мудрого государя, но впоследствии он получил значение, которое ему обычно приписывают и в настоящее время. Лучше всего значение термина «народонаселение» в статистике выяснено, как нам представляется, Г. Ф. Кнаппом, и на основании разбора его теории удобнее всего показать непригодность этого понятия для общих построений.

Если совместную жизнь людей, замечает он, рассматривают с точки зрения всех образований (Einrichtungen), которые возникают на ее почве, говорят о «человеческом обществе». Все эти установления носят исторический характер. Как они ни необходимы для жизни общества,

---

последних к результатам, добытым в соответствующих областях другими научными способами». Статья «Что такое статистика» («Образование», 1898, цитирую по Н. А. Рубакину, Среди книг, т. 2, М., 1913, стр. 859). Ср. Н. А. Каблуков, Курс статистики, стр. 43; C. Ballod, Grundriss der Statistik, Berlin, 1913, стр. 4.

[54] W. Lexis, Zur Theorie.., стр. 21.

Наиболее влиятельные французские и итальянские ученые выделяют демографию как особую науку, но выделение это построено у них, по общему правилу, на совершенно других основаниях. См. Ach. Guillard, Eléments de statistique humaine ou démographie comparée, Paris, 1855; L. A. Bertillon, «Démographie» и «Statistique» в «Dictionnaire Encyclopédique des Sciences Médicales», publié sous la direction du Dr. Dechambre; Jacques Bertillon, La statistique humaine de la France, Paris, 1880 и Cours élémentaire de statistique administrative, Paris, 1896; M. Block, Traité théorique et pratique de statistique, Paris, 1878; A. Messadaglia, La scienza statistica della popolazione, «Archivio di statistica», anno 2, fasc. 3, стр. 107—145, Roma, 1877; C. Ferraris, статья в «Saggi di Economista, Statistica e Scienza dell'Amministrazione», Torino, 1880; L. Bodio, il dottore Adolfo Bertillon e la scienza demografica secondo la scuola francese, «Archivio di statistica», anno 7, fasc. 3—4, стр. 242—262; R. Benini, Principii di demografia, Firenze, 1901, и Principii di statistica metodologica, Torino, 1906; N. Colajanni, Manuale di demografia, 2 ed., Napoli, 1909; E. Fornasari di Verce, Sui limiti del campo d'osservazione della demografia, Milano, 1909; A. Bosco, Lezioni di statistica generale e demografia, Roma, 1905.

Ср. также E. Engel, Zeitschrift des Königlichen Preussischen Statistischen Bureaus, 1866, стр. 153 и 1871, стр. 194; G. Rümelin, Zur Theorie der Statistik, «Zeitschrift für die gesammte Staatswissenschaft», Tübingen, 1863, 19 Bd. (позже он изменил свои взгляды); J. Körösi, La place scientifique et les limites de la démographie, «IV Congrès International d'Hygiène et de Démographie», t. 2, Genève, 1883, стр. 553—574; F. Tönnies, Wege und Ziele der Soziologie, «Verhandlungen des I. deutschen Soziologentags 1910», Tübingen, 1911; C. A. Verrijn, Inleiding tet de beoefening der statistiek, I Deel. De statistische methode en hare toepassing op het gehied der demografie, Haarlem, 1910.

все же возможно рассматривать последнее вне связи с ними и людей — не как живущих в соединении, а как сосуществующих. «Понятие общества переходит тогда в понятие народонаселения». Но понятие «сосуществования» (Zusammensein der Menschen) как соединения определенных индивидуумов является таковым только при самом поверхностном рассмотрении, так как это представление правильно только в том случае, когда довольствуются картиной для данного мгновения. Говоря вообще, «народонаселение не есть сумма индивидуумов, существующих в определенное время, т. е. нечто неизменное, а явление, которое возникает благодаря вступлению, жизни и уходу отдельных существ, и оно постоянно продолжается». Задачей теории изменения народонаселения Г. Ф. Кнапп считает исследование и изображение свойств, которые присущи этому явлению в его целом (die Aufsuchung und Darstellung der Eigenschaften, welche jener Erscheinung in ihrer Allgemeinheit inne wohnen) [55].

Ясно, что задача статистики поставлена здесь недостаточно определенно и притом, не охватывая всего обширного поля массовых социальных явлений, чересчур узко и что эта точка зрения, будучи проведена последовательно, приводит к ошибочным выводам. Г. Ф. Кнапп, совершенно справедливо подчеркивая заслуги Фурье, в качестве одной из них выдвигает то обстоятельство, что в своих конструкциях он брал числа населения по переписи, т. е. современников, а не ровесников [56]. Образование этой теории обязано своим возникновением приданию исключительного значения материалу статистики населения. К чему понятие это может привести, показывают Э. Энгель, Г. Гопф и Г. Майр, которые в качестве возражения против индивидуального метода построения таблиц смертности выдвинули то обстоятельство, что при способе, рекомендуемом И. Кёрёши, строят таблицу не для всего населения, а лишь для части его. Будучи последовательным, можно было бы с этой точки зрения отрицать полезность построения таблиц смертности для разных полов, мест жительства, профессий и т. д. [57].

Население, как правильно указал уже Мого, есть следствие процессов так называемого «движения народонаселения». Выделение, обычное в Германии, «изменения народонаселения», где рассматривают, между прочим, построение таблиц смертности, является, по общему правилу, следствием неправильного деления статистики населения на статику и динамику. Для теоретических построений необходимым является знание как наличного населения, так и разных актов перемены состояния. Понятие народонаселения как отправная точка зрения при определении предмета демографической статистики не дает и не может дать никаких преимуществ в смысле ближайшего выяснения конечной схемы изображения и задач ее; к тому же оно порой носит несколько мистический характер, что следует, как нам кажется, объяс-

---

[55] G. F. Knapp, Theorie des Bevölkerungswchsels, Braunschweig, 1874, стр. 53—54. Ср. также соображения Г. Рюмелина о понятиях «Bevölkerung» и «Volk» в «Die Bevölkerungslehre» у G. Schönbergs, Volkswirtschaftslehre, 3 Aufl., 1 Bd., Tübingen, 1890, стр. 722; G. Schnapper-Arndt, Sozialstatistik, Leipzig, 1908, стр. 29—30.

[56] G. F. Knapp, Theorie des Bevölkerungswechsels, Braunschweig, 1874, стр. 84—85.

[57] См. письмо Э. Энгеля, приведенное в докладе J. Körösi, Welche Grundlagen hat die Statistik zu beschaffen um richtige Mortalitäts-Tabellen zu gewinnen? «Congrès international de statistique à Budapest Programme», Budapest, 1876, прим. к стр. 115; G. Mayr, Bevölkerungsstatistik, Tübingen, 1897, стр. 253. Ср. Л. В. Федорович, История и теория статистики, Одесса, 1894, стр. 137.

нить влиянием Кетле и красивыми аналогиями с «организмом», «рекой», «тучей» и т. п., которые ведут к утверждениям о вечности народонаселения [58].

Определение демографии как науки о конкретных массовых явлениях социальной жизни адэкватно характеризует ее объект, не обладая в то же время ни одним из недостатков, присущих понятию народонаселения, когда им пользуются как исходным при определении статистики населения («Очерки», I, § 13, стр. 49—51).

(§ 14). Деление демографической статистики на статистику населения, или демографию [59], и моральную статистику [60], которое, с одной стороны, было бы сделано при помощи ясного и бесспорного критерия, а с другой, оставляло бы для каждой области достаточное количество массовых явлений, имея в то же время теоретическое значение, провести, как нам кажется, невозможно.

Критерий зависимости человеческого поступка от нашей воли, или же, иначе выражаясь, область личной статистики, где человек рассматривается не с точки зрения биологических процессов, а как сознательная и отвечающая за свои поступки личность, оставляет демографии смертность, болезненность и инвалидность, причем и эти явления зависят в той или другой мере от нашей воли. Все они являются, между прочим, функциями той или иной степени «моральности» социальной жизни, выбора той или иной профессии, места жительства и т. п. — актов, зависящих от человеческой воли [61]. Почти повсеместный упадок рождаемости, начавшийся в 80-е годы XIX в., заставляет отнести рождения, как события в жизни родителей, а тем более брачность населения в моральную статистику.

Теоретическую невозможность разграничения их легко показать на примере такого глубокого мыслителя, как В. Лексис, который при классификации принужден прибегать к разным признакам в зависимости от того, какую область он желает определить. В «Einleitung...» на стр. 2 он отрицательно определяет статистику населения, говоря, что сюда не входят явления, относящиеся к физической стороне индивидуума в его нормальном и ненормальном состоянии (антропологическая и медицинская статистика), равно как и те, которые относятся к интеллектуальной и моральной жизни человека,— ограничение, которое в сущности сходится с определениями Э. Энгеля, Г. Майра, И. Конрада и Р. Бёка. В «Abhandlungen...» на стр. 24, давая определение моральной статистики как науки, имеющей дело с моральными явлениями, зависящими от нашей воли, он относит к ней брачность, которая к тому же, по его мнению, служит соединительным звеном и

---

[58] G. F. Knapp, Theorie des Bevölkerungswechsels, стр. 54; F. Virgilii, Statistica, 6 ed., Milano, 1914, стр. 100.

[59] Впервые этот термин употреблен Гильяром (Ach. Guillard) в работе «Eléments de statistique humaine, ou démographie comparée», Paris, 1855.

[60] Герри (A. M. Guerry) первый употребил этот термин в докладе Французской Академии наук в 1830 г., который был отпечатан 3 года спустя в форме книги — «Essai sur la statistique morale de la France», Paris, 1833. Он был принят Кетле (A. Quetelet) в 1843 г. в статье «Statistique morale. De l'influence du libre arbitre de l'homme sur les faits sociaux», «Bulletin de la Commission Centrale de Statistique», t. 3, стр. 135—156. С этого времени термином этим широко пользуются в статистике.

[61] Более 150 лет тому назад Лаплас включил нравы населения в число причин, влияющих на смертность. «Большее или меньшее плодородие почвы, температура, нравы жителей и мероприятия правительства имеют значительное влияние на смертность». «Essai philosophique sur les probabilités», Paris, 1814, стр. 66. Ср. также H. Storch, Tableau historique et statistique de l'Empire de Russie à la fin du dix-huitième siècle, t. I, St.-Pétersbourg, 1801, стр. 261.

для рождаемости, имеющей для людей не только биологическое значение. В статье «Statistik», определяя демографию, он получает при этом «хорошо ограниченный круг явлений», который он называет «человеческой биологией». Он относит сюда рождаемость, смертность, болезненность и брачность, последнее явление как «нормальное общественное и нравственное предварительное условие роста населения». Определяя, далее, моральную статистику как область личной статистики, где человек рассматривается не как существо, имеющее биологические процессы, но «как сознательная и подлежащая моральной ответственности личность», он отмечает, что брачность и статистика внебрачных рождений могли бы быть отнесены сюда, но что «более целесообразно» отнести их в демографию (стр. 829—830). В статье «Moralstatistik» в «Handwörterbuch der Staatswissenchaften» (3 Aufl., VI Bd.) он указывает, что моральная статистика исследует массовые явления социальной жизни, имеющие «моральное значение». «Материал, которым она пользуется, принадлежит весьма различным областям практической статистики, который собирается ею по большей части для других целей». Он относит сюда, между прочим, статистику браков.

А. А. Чупров указывает, что демография рассматривает «биологические процессы, в которых человек играет лишь пассивную роль, нравственная же статистика соединяет в себе множество разнородных элементов... Правильнее было бы, быть может, переименовать нравственную статистику, по примеру Г. Рюмелина, в статистику культурную, окончательно порвав с устаревшим представлением о тесной связи нравственной статистики с моралью»[62].

Подобное определение находим также у Г. Ф. Кнаппа, который, будучи во всех своих теоретических конструкциях более последователен, чем В. Лексис, чувствует всю условность и спорность разделения статистики. «К антропологическим принадлежат те феномены, которые имеют отношение к свойствам отдельного человека, как рост или вес его, к социально-статистическим те, которые имеют дело с человеком, как членом общества... Может быть легче будет прийти к соглашению о подразделениях социальной статистики. Ясно, что моральная статистика, которая постоянно имеет дело с поступками человека, должна быть отделена от статистики населения в тесном смысле, которая главным образом рассматривает естественные события рождения и смерти»[63].

Бесполезно, нам кажется, приводить чрезвычайно разнообразные мнения других авторов, большинство классификаций которых имеет к тому же только практически описательный характер[64]. Уже из приведенных противоречивых определений В. Лексиса явствует невозможность нахождения отличительных признаков для обеих частей демографии. А. А. Чупров считает возможным дать только определение демографии, которое тоже нельзя считать совершенно точным; остающаяся же область, по его мнению, слагается из разнородных элементов.

---

[62] «Нравственная статистика», «Энциклопедический словарь Брокгауза и Эфрона», т. 21, Спб., 1897, стр. 403.

[63] G. F. Knapp, Bericht über die Schriften Quetelet's zur Sozialstatistik und Anthropologie, «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 17 Bd. (1871), стр. 168.

[64] См., впрочем, любопытную попытку А. Вадлера собрать под названием «моральная статистика» разные статистические сведения, имеющие нравственное значение по преимуществу. Статья «Moralstatistik» в «Die Statistik in Deutschland», I Bd., München und Berlin, 1911, стр. 601—672.

Классификация эта, играющая важную роль главным образом в Германии, обязана своей популярностью, как нам кажется, больше всего кетлетизму и его критике.

К этому следует прибавить, что массовые явления, входящие в область демографии, представляются однородными с разных точек зрения и к тому же, при научной обработке результатов ее, признаки, относящиеся к той или другой области, приходится комбинировать друг с другом.

Разделение демографии на демографическую и моральную статистику, не представляя никаких достоинств с точки зрения теории, не является в то же время полезным и не играет важной роли для практики, вследствие чего, по примеру итальянских ученых, его следовало бы совершенно устранить из науки («Очерки», I, § 14, стр. 51—55).

Группировки в демографической статистике

(§ 2). Целью изучения массовых явлений демографической статистики в соответствии с естественнонаучной природой ее метода является количественная характеристика окончательного результата действия бесконечного числа разных причин и обстоятельств, оказывающих влияние на продолжительность человеческой жизни, интенсивность вступления в брак и продолжительность его, рождаемость, преступность и т. д. Анализ действия этих причин невозможен для каждой из них в отдельности. Они могут быть охарактеризованы только суммарно, при помощи внешних признаков. Важной представляется попытка так или иначе классифицировать эти внешние факторы, при посредстве которых мы, до известной степени, характеризуем разные комбинации причин, и показать их отношения к установлению совокупностей и к методам исследования массовых явлений. Ряд попыток был предпринят как по отношению к статистике вообще, так и по отношению к смертности в частности.

Самым употребительным является разделение факторов на качественные и количественные — деление, которое весьма пригодно для установления типов сводки[65]. В сущности все признаки деления массовых явлений демографической статистики имеют качественное значение. Изучая смертность в зависимости от количественного признака — возраста, дохода и т. п., мы в сущности изучаем силу действия множества неразложимых комплексов причин, которые лежат за ними и которые иначе с точки зрения статистики охарактеризованы быть не могут. Сущность влияния возраста на смертность может быть сведена к влиянию причин, относящихся к физике и психике человека и к социальным условиям, в которых он живет, причем и эти два фактора — физический и социальный — находятся, по общему правилу, в известном взаимоотношении[66].

Известный теоретический смысл и значение имеют построения Э. Бляшке. Он полагает, что раз статистические совокупности состоят из индивидуумов, имеющих тот же признак, из этого вытекают два следствия. Отдельные индивидуумы, вследствие наличия известного свойства или изменения состояния, могут быть отнесены в разные совокупности. Но для того чтобы та или иная совокупность получила статистическое значение, необходима значительность результатов. Что является значительным — судить трудно. С точки зрения социальной

---

[65] Ср. А. А. Кауфман, Теория и методы статистики, изд. 3, М., 1916, стр. 482—486.

[66] Ср. M. Halbwachs, La théorie de l'homme moyen. Essai sur Quetelet et la statistique morale, Paris, 1913, стр. 136—138.

важны все явления, которые относятся к составу населения, его изменению, профессиям, имущественным отношениям. Признаки эти, с другой стороны, «суть элементы совокупностей. Учение о совокупностях должно поэтому прежде всего исходить из них и только после их характеристики можно подойти к вопросу о делении и обработке последних». Все причины (признаки) могут быть разложены по отношению к методам установления совокупностей на «прерывные» и «непрерывные» в зависимости от того, делят ли они данное массовое явление на конечное (пол, занятие) или бесконечное число групп (возраст, время рождения). Но есть причины, принадлежность которых к той или иной группе сомнительна. Бесконечное разнообразие социальных отношений дает повод отнести их к «непрерывным причинам», но благодаря трудности характеристики при всех исследованиях довольствуются разделением сложного массового явления на несколько групп, причем лиц, входящих в состав сложной совокупности, классифицируют по доходу, профессиям, жилищным условиям и т. п. В конечном итоге в демографической статистике непрерывным признаком является только время в разных его видах [67].

«Силой» Э. Бляшке называет число непрерывных причин, от которых зависит величина той или иной совокупности. Силу нуль имеют совокупности, относящиеся прежде всего к отношению полов у новорожденных, умерших или среди общего народонаселения. Вероятности смерти для общего народонаселения — «двусильны», так как они зависят от двух непрерывных факторов: возраста и времени наблюдения. Вероятности эти трехсильны в смертности при страховании, так как, кроме этих двух причин, они зависят также от продолжительности его [68]. Мнение Э. Бляшке, что вероятности смерти для общего народонаселения — «двусильные совокупности», нельзя признать правильным. Их можно также поставить в зависимость от продолжительности какого-нибудь состояния: возраста, брачной жизни, времени заключения в тюрьме для преступников, военной службы, продолжительности пребывания в том или ином месте и т. д. — вообще всякого непрерывного признака.

Соображения Э. Бляшке представляют известный теоретический интерес, они дают отправные пункты для его дальнейших интересных конструкций, но все же они не могут быть положены, как нам думается, в основу научных построений, пригодных для всей области демографической статистики, — построений, которые освещали бы все эти массовые явления с одной точки зрения. Деление причин или факторов на «прерывные» и «непрерывные», несомненно, имеет большое

---

[67] Ср. R. B e n i n i, Principii di statistica metodologica, стр. 4—5. Мы не принимаем здесь во внимание исследований роста, веса тела человека и т. п., которые часто включаются в демографию.

[68] E. B l a s c h k e, Vorlesungen.., стр. 9—10, 20—21. К дальнейшему делению он приходит, принимая во внимание вид непрерывних причин, в особенности возраст и время наблюдения. Явления, зависящие от возраста, он называет биологическими, независящие от него — соматологическими. В зависимости от того, оказывает ли время наблюдения то или иное влияние на исследуемые явления, они разделяются на типические и симптоматические. Последние, в свою очередь, распадаются на эволюторные и осцилляторные. Первые с течением времени непрерывно убывают или возрастают, изменения же вторых не имеют какой-либо определенной тенденции. Наконец, осцилляторные явления являются периодическими, если их изменения происходят периодически. Таким образом, Э. Бляшке различает односильные, двухсильные и многосильные совокупности типических, эволюторных или осцилляторных, в узком смысле слова, и периодических явлений. См. там же, стр. 21—22. Деление явлений в основном Э. Бляшке заимствовал у В. Лексиса. См. «Zur Theorie...», § 25 и «Abhandlungen...», стр. 170—171.

теоретическое значение для учения о методах установления совокупностей и о природе статистических мер («Очерки», III, § 2, стр. 185—188).

(§ 3). И. Кёрёши, желая выяснить научную несостоятельность общих цифр смертности, дает любопытную теорию разделения признаков разложения сложных совокупностей на частичные, которая, правда, приспособлена главным образом к смертности.

Суждения распадаются, по его мнению, на описательные и причинно-объяснительные. Число первых безгранично, как и число возможных восприятий. Собрание таких восприятий не может создать науку; научное познание начинается только с причинного объяснения, с проникновения в связь между явлениями. Единственная цель демологии — заключение из величины следствия на величину силы, вызвавшей это последнее. Поэтому прежде всего необходимо разрешить вопрос, находится ли определенным образом наблюдаемое явление в постоянном отношении к силе, его вызвавшей, что не имеет места у общего коэффициента или общих цифр смертности. Из изменения последних нельзя вывести заключения ни об изменениях причины, ни о том, что если в одном населении цифры смертности равны 30‰, а в другом — 40‰, сила смертности последнего превышает первую на $^1/_3$, ибо величина этого коэффициента зависит от возрастного состава населения. Общие цифры имеют поэтому исключительно описательный характер. Все же мера, которая сама по себе неправильна, может быть приведена в пригодный для пользования вид, если мы вес пертурбационных причин сделаем одинаковым у всех измеряемых совокупностей, что и является обоснованием устранения влияния различия возрастного состава населения путем так называемого метода «стандартного населения». Определение интенсивности смертности (общие цифры) не имеет одинаковой научной ценности с определением силы смертности или ее меры. По существу только последняя представляет собой научную задачу, определение же первой — только подготовительная операция.

Но число причин, влияющих на смертность, безгранично. И. Кёрёши считает, что с теоретической точки зрения все причины или факторы, имеющие в разных совокупностях разный вес, должны быть приведены к одному и тому же весу. Но исполнение этого требования привело бы на практике к невозможности вычисления какой бы то ни было меры. Он и считает нужным устранить только влияние различия возрастного состава ввиду того, что зависимость смертности от возраста — естественнонаучный закон, так как с течением времени все люди вымирают, зависимость же ее от занятий, национальности и т. п.— просто эмпирический закон, или закономерность. В конечном итоге общий коэффициент имеет только описательный характер, в то время как, по мнению И. Кёрёши, сравнение коэффициентов для отдельных возрастов дает возможность заключить об относительной степени здоровья среди индивидуумов сравниваемых совокупностей, другими словами, носит причинный характер. Таким образом, различие этих коэффициентов имеет качественный характер вследствие различия их логической природы и значения [69].

---

[69] См. статью И. Кёрёши (J. Körösi), Ueber die Berechnung eines internationalen Sterblichkeitsmasses (Mortalitäts — Index), «Jahrbücher für Nationalökonomie», LXI Bd.(1893), перепечатанную в «Bulletin de l'Institut International de Statistique», vol. VIII, I livr., Roma, 1895, прим. к стр. 143. Нечто подобное, хотя и не в столь отчетливой форме, высказывает известный итальянский статистик Мортара (G. Mortara). См. «Le popolazioni delle grandi città italiane», Torino, 1908, стр. 13, 15—16.

Против этой теории выступил В. И. Борткевич, который показал, что не только не существует никакого качественного различия (в понятиях) между общим и специальным коэффициентом смертности, но что всякое деление признаков разложения сложных совокупностей на частичные носит лишь относительный характер, вследствие чего никакое различие в понятиях не может иметь места.

При расчетах интенсивности какого-либо явления можно разлагать исследуемую массу на частичные на основании того или иного признака. Ряд дробей, которые показывают, какую часть общей массы составляют случаи, относящиеся к частичным, называют «факторами разделения». Для каждой частной группы можно вычислить особый коэффициент, который В. И. Борткевич называет «специальным» в отличие от «общего», имеющего силу для всей совокупности. Вид получения общего коэффициента из специальных не есть нечто вполне определенное для какого бы то ни было относительного числа. Он скорее определяется в зависимости от целей и средств исследования. Не всякое деление плодотворно. Заслуживает особого внимания случай, когда всякое дальнейшее разложение основной совокупности ведет к одним и тем же специальным коэффициентам. Такой общий коэффициент В. И. Борткевич называет «элементарным» в отличие от «среднего», когда это не имеет места. Специальные коэффициенты могут быть, в свою очередь, сведены к форме общего путем дальнейшего разложения частной совокупности. Можно различать, таким образом, средние коэффициенты первого, второго, третьего и т. д. порядка в зависимости от получения последних специальных коэффициентов на основании первого, второго и т. д. деления [70].

Статистические относительные числа, по общему правилу,— средние коэффициенты высших порядков. В статистике не имеется ни одного числа, которому можно было бы приписать значение элементарного коэффициента [71].

Вследствие указанных соображений было бы странно, полагает В. И. Борткевич, сомневаться в научном и практическом значении определенным образом вычисленного относительного числа, потому что оно не имеет характера элементарного коэффициента, как это имеет место у И. Кёрёши по отношению к общим цифрам смертности.

---

[70] Э. Чубер неправильно излагает эту конструкцию В. И. Борткевича в «Wahrscheinlichkeitsrechnung», I Bd., 2 Aufl., Leipzig, 1908, стр. 166.

[71] При вероятностях априорных идеалом разложения является нахождение такой вероятности, которая остается неизменной по каким бы признакам мы ни разлагали далее явление. Таким вероятностям присуще, как выражается Крис (J. Kries) в своих «Die Principien der Wahrscheinlichkeitsrechnung» (стр. 110—112), «окончательное значение». При вероятностях апостериорных разложение в такой точной форме неприменимо. Частные вероятности, относящиеся к отдельным группам, могут быть не равны по своей абсолютной величине, но в то же время рассматриваться как приблизительные значения одной и той же абстрактной вероятности. Прилагая теорию вероятностей для расчленения сложного массового явления, мы стремимся дойти до «элементарных групп», недопускающих дальнейшего разложения на более мелкие с разными вероятностями, разность которых превосходила бы ожидаемую в силу действия случайных причин. «Элементарным группам», как их называет В. И. Борткевич, достижение коих на практике невозможно, присуще только теоретическое значение. Статистика вынуждена в конечном итоге ограничиваться средними вероятностями. См. L. v. Bortkiewcz, Die Theorie.., стр. 252. Ср. его же «Die statistischen Generalisationen»,отдельный оттиск из «Rivista di Scienza «Scientia», vol. V, anno III (1909), No. IX—II, стр. 13—14; J. Kries, Principien.., Kapitel 6, § 6, стр. 145; W. Lexis, Einleitung.., § 79; A. Cournot, Exposition de la théorie des chances et des probabilités, Paris, 1843, § 109.

Указание И. Кёрёши, что ни эти относительные числа сами по себе, ни разница между коэффициентами смертности двух городов А и В ничего не говорят о причинах, которые вызвали это различие, правильно. Чтобы дойти до них, статистик разлагает население этих городов и смертные случаи по какому-либо признаку на аналогичные группы, скажем на четыре возрастных периода. Общие коэффициенты для А и В можно было бы представить в таком виде:

$$a = \alpha_1 a_1 + \alpha_2 a_2 + \alpha_3 a_3 + \alpha_4 a_4,$$

$$b = \beta_1 b_1 + \beta_2 b_2 + \beta_3 b_3 + \beta_4 b_4,$$

где α_1, α_2, α_3, α_4, β_1, β_2, β_3, β_4 — факторы разделения коэффициентов смертности для городов А и В, а a_1, a_2, a_3, a_4, b_1, b_2, b_3, b_4 — специальные коэффициенты. Весьма вероятно, что разница между a_1 и b_1, a_2 и b_2 и т. д. меньше, чем между a и b, так как одна причина числового различия величины смертности двух населений устранена — неодинаковость распределения их по возрасту. В этом смысле можно сказать, что противопоставление чисел α_1, α_2, β_1, β_2 может послужить для частичного объяснения разницы между a и b. «Но мне думается, — заключает В. И. Борткевич, — что не имеется никакого основания устанавливать различие в понятиях между коэффициентами смертности a и b, с одной стороны, и a_1, a_2, a_3, a_4 и b_1, b_2, b_3, b_4, с другой, как это делает И. Кёрёши, указывая, что первые по своей природе просто «описательные», а вторые «причиннообъяснительны» [72].

Наиболее пригодным при общих построениях является деление этих факторов на оказывающие влияние на конечную схему научного изучения, или, вернее, необходимые для нее, и те, которые служат только для целей побочных. Природа некоторых мер не зависит от регистрации большего или меньшего количества этих признаков, ибо они служат только для разделения сложного массового явления на частичные. Мы можем вычислять смертность на 1000 душ общего населения или же только мужчин, в возрасте от 0 до 1 года, в той или иной профессии, в зависимости от объема воздуха жилища на душу населения и т. п. Но для научного представления массовых явлений в области демографии необходимым представляется регистрировать некоторые основные признаки человеческой личности. Все же прочие, как качественные, так и количественные, хотя и оказывающие порой существенное влияние на меру исследуемого явления, являются побочными, так как они не имеют никакого влияния на метод исследования [73]. В связи с этим полезным представляется разделение признаков, по которым могут быть разложены массовые явления демографии, на «первичные», оказывающие влияние на метод научного исследования и представления этого материала, и «вторичные», не имеющие этого значения («Очерки», III, § 3, стр. 188—193).

---

[72] L. v. Bortkewitsch, Kritische Betrachtungen.., III Artikel, стр. 671—675.

[73] См. G. F. Knapp, Ueber die Ermittelung der Sterblichkeit aus den Aufzeichnungen der Bevölkerung-Statistik, Leipzig, 1868, стр. 6; W. Lexis, Einleitung.., стр. 1. Оба автора ошибочно говорят только о «качественных» признаках. В сущности оба они хотят выразить мысль: признаки, не оказывающие влияния на метод измерения смертности.

ГЛАВА II

ОБЩАЯ СХЕМА ИЗУЧЕНИЯ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ЯВЛЕНИЙ И ПРОЦЕССОВ. ОСНОВНЫЕ МЕТОДЫ ЕЕ ЗАПОЛНЕНИЯ

1. Общая схема изучения демографических явлений и процессов

Предварительные замечания

(§ 1). Для показания самостоятельности демографической статистики надо решить общий вопрос о том, имеются ли какие-либо отправные пункты, какая-либо связь между разными демографическими и морально-статистическими явлениями, позволяющая научно осветить их с одной точки зрения, есть ли единая конечная схема изучения демографических материалов, которая охватывала бы все разнообразие элементов в одной и той же адэкватной научной форме, существуют ли точки соприкосновения между методами исследования смертности, брачности, рождаемости, преступности и т. д. Ясно, что если такая связь имеется, она обязана своим существованием особенностям статистических материалов в этой области, связанных с личностью человека, и существу статистического метода.

При отыскании схемы представления непосредственно полученных материалов всегда руководствуются целями исследования. Цели эти могут носить теоретический или практический характер. Исходя из последних, число которых может быть значительно, мы в каждом отдельном случае должны отыскивать методы наилучшей разработки статистического материала. Знания, искусство исследователя и качество первичных материалов определяют конечную схему его представления, наиболее пригодную для разрешения поставленной задачи. Существенно иначе обстоит дело с теорией. Руководством здесь служат задачи научного познания изучаемых явлений, и конечная форма представления определяется при этом наличием большего или меньшего теоретического содержания [74]. Несомненно, однако, что, по общему правилу, большинство практических задач может разрешаться теоретической схемой, но

---

[74] Ср. H. Rickert, Die Grenzen der naturwissenschaftlichen Begriffsbildung, Tübingen u. Leipzig, 1902; W. M. Urban, Valuation, its Nature and Laws, London, 1909; А. А. Чупров, Очерки по теории статистики, изд. 2, М., 1910, прим. 3 к стр. 86; М. И. Туган-Барановский, Основы политической экономии, изд. 2, Спб., 1911, стр. 21; М. М. Хвостов, К вопросу о задачах истории, «Сборник статей, посвященных В. О. Ключевскому», М., 1909, стр. 811—814.

авторы не всегда могут или не всегда дают себе труд заполнения последней.

Только имея строго выработанную научную схему, мы можем сказать, что та или иная наука существует, в противном случае будет хаотическое применение самых разнообразных критериев и способов без надлежащей мотивировки и без оценки их пригодности для той или иной цели. Не следует забывать также, что если «фактический материал лежит в основе исследований, это недостаточно для того, чтобы придать этим последним свойство точности»[75].

Почти 100 лет тому назад в этой своей первой работе по статистике населения Г. Ф. Кнапп, указав на хаотическое состояние вопроса об изучении смертности, замечает: «нельзя предположить, что неясность изучаемого явления обусловлена его природой — куда привело бы такое предположение! Раз до сих пор еще не достигнута полная ясность, причина этого должна лежать скорее в способе трактования предмета, быть может в постановке вопроса, или в недостатке вспомогательных средств для его разрешения».

Для всякой науки как таковой на первый план выдвигается вопрос, что составляет высшие цели и задачи ее исследования, ибо этими целями и задачами определяются методы разработки ее материалов и в них же находят критерий для решения вопроса о степени пригодности того или иного материала для общих целей научного познания. «Не любое применение материала, а только применение его для решения просто и целесообразно поставленного вопроса придает надежность работам как в этой, так и в любой другой области. Нужно знать, что хотят. Картина того, что ищут, должна стоять перед глазами исследователя. Материал следует утилизировать для определенной цели»[76].

Хотя прошло почти 100 лет со времени выхода работы Г. Ф. Кнаппа, открывшей новый этап в развитии статистики населения, все же следует признать, что даже в области учения о смертности населения не достигнуто единства взглядов по существенным вопросам, стóит только вспомнить оживленные споры о методе «стандартного населения»[77]. До сих пор еще не умолкли споры в этой наиболее разработанной области демографической статистики, что же касается изучения брачности, рождаемости и других подобных им явлений, то неясности, спорные вопросы, разного рода предположения, многочисленность фактически применяемых и рекомендуемых методов исследования и схем научного изображения образуют в общей сложности такой хаос, что разобраться в нем представляется делом далеко не легким. В этих областях и в начале XX в. господствовало то положение, которое так красноречиво описал Г. Ф. Кнапп по отношению к учению о смертности народонаселения, существовавшему во время выхода его книги: «Никакого планомерного получения фактических отношений, никакого сознательного стремления для достижения хорошо известной цели, а скорее случайно возникшие таблицы, используемые самым произвольным образом.

Как всадник, потерявший поводья, предоставлен в полное распоряжение своей лошади, так и писатель часто безвольно следует своему перу, и та область, где человеческий дух должен был бы утвердить свое

---

[75] G. F. Knapp, Ueber die Ermittelung der Sterblichkeit aus den Aufzeichnungen der Bevölkerungs-Statistik, Leipzig, 1868, стр. 2.

[76] Там же.

[77] Ср. А. А. Чупров, Очерки.., изд. 2, стр. 18.

господство, как и везде,—как часто она видит, что дух этот покоряется грубейшей эмпирии»[78] («Очерки», III, § 1, стр. 182—185).

Средний или абстрактный человек как цель изучения (А. Кетле, В. Лексис)

(§ 4). Характеризуем ли мы данное явление у сложной совокупности или же у мельчайшей из возможных, речь, по общему правилу, идет о средних. Вообще, измеряя при помощи того или иного метода смертность, брачность, рождаемость и другие массовые явления статистики населения и моральной, мы всегда отвлекаемся от «всех прочих условий», которые делают конкретные случаи наблюдения неодинаковыми, оперируем ли мы при этом со средними или относительными числами.

«Средние и относительные величины,— говорит Р. М. Орженцкий,— представляют собою прежде всего условный способ сведения многообразия индивидуальных признаков каждого отдельного объекта собирательной группы к единому внешнему выражению; в этом виде они становятся как бы едиными признаками всей собирательной группы и представляют некоторую аналогию с типичными признаками: подобно тому, как типичный признак в едином выражении характеризует всю группу, так характеризует всю группу и каждая средняя или относительная величина». Но нельзя не заметить разницы, существующей между этими двумя характеристиками. «В то время, как типичный признак таким образом и потому характеризует всю группу, что он характеризует каждый отдельный объект группы, что он присущ каждому такому объекту, средняя или относительная величина неприсуща ни одному отдельному объекту и только таким образом и потому характеризует всю группу, что является полученным определенным образом арифметическим выводом из признаков, присущих отдельным объектам»[79].

Ничто не мешает, как выражается Г. Ф. Кнапп, «персонифицировать» эти средние, т. е., говоря о росте или смертности лиц из данной совокупности, характеризовать их как рост или продолжительность жизни «среднего человека». Понятие среднего человека и изучение свойств его как единый идеал статистических исследований в систематической форме были выдвинуты впервые Кетле, и идеи эти неоднократно подвергались критике с разных точек зрения[80].

---

[78] G. F. Knapp, Ueber die Ermittelung der Sterblichkeit aus den Aufzeichnungen der Bevölkerungs-Statistik, Leipzig, 1868, стр. 2.

[79] Р. М. Орженцкий, Сводные признаки, Ярославль, 1910, стр. 11—12. Ср. его же «Учебник математической статистики», Спб., 1914, стр. 11—12.

[80] Понятие «среднего человека» впервые дано Кетле в «Recherches statistiques sur la loi de la croissance de l'homme», «Nouveaux Mémoires de l'Académie de Bruxelles», t. VII (1831), стр. 4: «Человек, которого я здесь имею в виду, является в обществе чем-то аналогичным центру тяжести в телах. Он средняя, вокруг которой расположены изменчивые общественные элементы. Человек этот, если хотите, фиктивное существо, у которого все протекает соответственно средним результатам, полученным для общества». Термин «средний человек» употреблен им впервые в другой работе в том же томе записок Бельгийской Академии наук. См. «Recherches sur le penchant au crime aux différents âges», стр. 2.

В дальнейших работах Кетле модифицирует это понятие и распространяет его на человека в искусстве, естествознании, философии, политике. См. «Recherches sur le poids de l'homme aux différents âges». Там же, т. VII, стр. 1; «Recherches sur le penchant au crime...», стр. 4 и след.; «Sur l'homme et le développement de ses facultés», Paris, 1835, vol. I, стр. 29—33, vol. II, стр. 97—109, 251—293.

Идея о среднем человеке не представляет новизны, она была высказываема и до Кетле внимательными наблюдателями социальной жизни. Сам Кетле указывает, в частности, на Аристотеля (Eth., ad Nic.., II, гл. 2), доктрина которого перешла от школы философов к поэтам, в особенности Горацию, и на Cousin'a (Cours de philosophie, Bruxelles, 1828, 10-e leçon, стр. 3—4). См. «Physique sociale», Bruxelles, 1869, t. I, стр. 487 и t. II, стр. 392—395. Ле Шамбр (Le Chambre) говорил о «la juste médiocrité»,

В. Лексис не считает термин Кетле пригодным для своих теоретических построений. Он полагает небезызлишним сделать попытку отдать себе отчет, что является последней целью исследований демографии, следствием чего у него и является конструкция понятия «абстрактного человека», которая, правда, тесно связана также и с его представлениями об устойчивости массовых явлений социальной жизни и роли применения теории вероятностей в статистике. Для нахождения этой цели следует, по его мнению, иметь единую точку зрения, исходя из которой мы были бы в состоянии обозреть все отдельные элементы исследования в их естественной связи. Он указывает, что уже Кетле стремился к такому единому пониманию, когда ставил задачу исследования свойств и естественных тенденций «среднего человека». Принципиально Кетле имел в виду не только статику, но также и динамику человеческой жизни, фактически же он применил свою теорию средних величин только к антропометрическим типам [81], что же касается движения народонаселения, он только дал новый материал, точнее устанавливающий и до него известную устойчивость статистических относительных чисел. Для удовлетворительного представления типических явлений человеческой жизни В. Лексис считает нужным применить более всеобъемлющий и более глубокий метод. Естественным руководством для этого (Richtschnur) является представление о «демографической биографии» не среднего, а «абстрактно рассматриваемого человека». Всякий индивидуум проходит через ряд состояний и их изменений, регистрируемых статистикой с ее точки зрения. На основании этих наблюдений можно вывести прежде всего ряд средних величин, как-то: среднюю продолжительность жизни, средний возраст вступления в брак и т. п., но эти числа недостаточны для установления этой демографической биографии, так как для последней характерным является прежде всего то обстоятельство, что не все люди проходят через все фазы изменения состояний, а что для всякого существуют известные вероятности наступления возможных состояний. Если нужно, статистика вправе конструировать эти вероятности как эмпирические относительные числа. В. Лексис считает нужным в этой связи создать особое понятие «статистические вероятности».

«Абстрактного человека, демографическая биография которого должна быть изображена, следует представлять себе вначале без всяких отличительных признаков, это не мужчина и не женщина, он не женат и не холост и т. д., но всякое из этих качеств присуще ему с известной вероятностью. Прежде чем пол новорожденного установлен, существует вероятность — приблизительно 515/1000,—что это мальчик, и 485/1000, что девочка» [82]. Это отсутствие определенных качеств и на-

---

B. Pascal — о «le milieu entre les extrêmes». См. A. Quetelet, Du système social et des lois qui le régissent, Paris, 1848, стр. 270—273, 304—305; «Lettres sur la théorie des probabilités, appliquée aux sciences morales et politiques», Bruxelles, 1846, стр. 62.

Политические арифметики тоже высказывали подобную идею. Д. Бернулли выразил ее в письме к Ж. Бюффону («Oeuvres complètes de Buffon», t. XI, стр. 313), и последний принял эту идею. См. A. Liesse, La statistique, Paris, 1904, стр. 10. Мы ее находим также и у основателя классической политической экономии А. Смита. См. исследование Held'a, Adam Smith und Quetelet, «Jahrbücher für Nationalökonomie», IX Bd. (1867), стр. 256—266, а также R. Reifenberg, Essai sur la statistique ancienne de la Belgique jusque vers le XVII siècle, стр. 4, «Nouv. Mém. de l'Académie Royale de Bruxelles», t. VII (1832). См. о Кетле исследование лувенского профессора Лоттэна (J. Lottin), Quetelet statisticien et sociologue, Louvain et Paris, 1912.

[81] L. Bodio, Della statistica nei suoi rapporti coll'economia politica e colle altre scienze affini, Milano, 1869, стр. 28, 32—33.

[82] W. Lexis, Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs—und Moralstatistik, Jena, 1903, стр. 62—63. Ср. там же, стр. 61.

личие вероятностей для противоположных свойств и представляется характерным для понятия «абстрактного человека», отличающим его от «среднего человека» Кетле, которого, как указал В. И. Борткевич, «исправленным и улучшенным изданием оно и является»[83].

Здесь, как и в других случаях, конструкция В. Лексиса страдает односторонностью, ибо она специально приурочена только для применения теории вероятностей к статистике. Понятие «среднего человека», по его мнению, пригодно только для величин, которые присущи каждому человеку, как возраст и разные другие антропометрические величины[84]. Но эмпирические относительные числа по характеру их вычисления могут рассматриваться как «средние» для всей группы, хотя такое обозначение и противоречит общепринятой в статистике терминологии. Обозначение В. Лексиса более пригодно, так как оно устраняет возможное недоразумение, что конструкция «среднего человека» относится только к персонификации средних величин, оставляя без внимания относительные числа, но, с другой стороны, в его крайнем понимании, как в вышеприведенной цитате, оно не представляет, как нам думается, никаких существенных преимуществ для теоретической части демографической статистики.

В дальнейшем мы пользуемся терминами «средний» или «абстрактный» человек, понимая под ними персонификацию как средних, так и относительных чисел для той или иной совокупности. Такое понимание среднего человека весьма существенно отличается от значения, которое ему придавал Кетле. Конструируя его, мы имеем в виду дать главным образом, «персонификацию», как удачно выразился Г. Ф. Кнапп, разных массовых явлений в данной совокупности. Явления смертности, брачности, рождаемости и т. д. мы относим к среднему для исследуемой группы человеку. Он является таковым ввиду особого способа вычисления его характерных с точки зрения статистики свойств. Персонификация эта, давая общую отправную точку зрения для некоторых конструкций демографической статистики, весьма пригодна в то же время для сравнительных целей, и, наконец, она является полезным пособием для наглядности представлений массовых явлений социальной жизни[85] («Очерки», III, § 4, стр. 193—198).

---

[83] L. v. Bortkiewicz, Die Theorie der Bevölkerungs—und Moralstatistik nach Lexis, «Jahrbücher für Nat. — Oek. u. St.», Bd. LXXXII, стр. 245. Ср. A. Tschuprow, Die Aufgabe der Theorie der Statistik, «Jahrbuch für Gesetzgebung...», 29 Jahrgang (1905), стр. 478.

[84] Средняя продолжительность жизни не будет, строго говоря, с такой точки зрения «средней», так как она может и должна быть вычисляема, принимая во внимание мертворожденных, что вносит в расчеты сомнительный элемент.

[85] В подобном смысле употребляет этот термин ряд авторов. Бюффон (G. Buffon), Essai d'arithmétique morale, Oeuvres complètes, t. IX, Paris, 1835 в прим. к стр. 381 говорит: «Таблицы смертностей всегда изображают среднего человека, иначе говоря людей вообще, здоровых и больных, цветущих и немощных, сильных и слабых». Бертильон (L. A. Bertillon) дает с этой же точки зрения определение средней продолжительности жизни: «Средняя продолжительность жизни есть одна из разновидностей ряда средних в приложении к человеку: это возраст среднего человека в час его смерти». См. «De quelques éléments de l'hygiène, dans leur rapport avec la durée de la vie», Paris, 1852, стр. 8. Ср. J. E. Wappäus, Allgemeine Bevölkerungs—Statistik, I Teil, Leipzig, 1859, стр. 17—18; M. Haushofer, Lehr — und Handbuch der Statistik, 2-Aufl., Wien, 1882, стр. 184, 512; G. Westergaard, Grundzüge der Theorie der Statistik, Jena, 1890, стр. 276; С. Е. Савич, Элементарная теория страхования жизни и трудоспособности, изд. 2, Спб., 1909, стр. IV. Г. Ф. Кнапп, впрочем, считает такую персонификацию допустимой только для сравнительных целей, причем он ограничивает ее еще и в другом отношении, прилагая этот термин только к существенным свойствам человека. «К тому же, — указывает Г. Ф. Кнапп, — рекомендуется наделить персонификацию только такими существенными свойствами, как высота или вес человека. С этим ограничением средний человек Кетле отнюдь не является

Недостаточность понятия среднего человека

(§ 5). Но сказав, что на основании данного статистического материала мы изучаем смертность, рождаемость, брачность среднего или абстрактного для данной группы человека, еще не означает в точности, как это изучение должно производиться, на практике же наблюдается как чрезвычайное разнообразие фактических и рекомендуемых методов исследования, так и форм представления статистического материала. Если есть единая конечная форма статистического изображения конкретных массовых явлений социальной жизни, она может быть связана только с признаками, присущими человеку как таковому или антропологическому понятию его. Такими признаками является свойство человека жить, измеряемое его возрастом, иметь вес, занимать место в пространстве и т. п.

Бесконечное разнообразие комплексов взаимно перекрещивающихся причинных цепей вызывает то или иное демографическое событие. Все эти явления располагаются по времени в жизни человека. Собрание однородных демографических событий образует массовое явление, с которым имеет дело демография. Взяв весьма значительное число индивидуумов и проследив их жизнь до полного вымирания или же в течение определенного времени, можно получить целый ряд таких конкретных массовых явлений. Для установления величины их нужно только подсчитать, сколько лиц за время наблюдения вступило в брак, овдовело, умерло на том или ином году жизни и т. п. При изучении смертности это время должно быть ограничено, ибо все люди смертны, и, взяв достаточно продолжительный период, массового явления, непосредственно пригодного для научного изучения, не будет, так как все люди вымрут, что можно было сказать и заранее.

При демографическом изучении речь всегда идет об обоих видах производных величин: относительных числах, характеризующих частоту или интенсивность какого-либо явления, и средних, представляющих собой абсолютные именованные числа, выражающие продолжительность какого-либо состояния [86]. Конечная схема представления всех массовых явлений среди лиц, входящих в основную совокупность, и должна быть такой, которая давала бы возможность делать выводы как об интенсивности среди них того или иного явления, так и о продолжительности разных состояний у среднего для данной совокупности человека.

При исследованиях как интенсивности, так и продолжительности состояний можно разлагать сложную совокупность на частичные в соответствии с разными признаками, которые оказывают влияние на величину явления. Подобное разложение не есть что-либо определенное для каждого из этих массовых явлений, и количество разложений определяется как числом признаков личности, зарегистрированных статистикой, так и целями исследования. Для целей теоретических желателен учет влияния возможно большего числа таких симптоматических факторов на изучаемые явления, что и производится путем регистрации их как среди лиц, входящих в основную совокупность, так и среди тех, которые образуют частичные массовые явления. На основании подобных данных легко вычислить коэффициенты интенсивности для разных групп, для

необоснованным всеобщим лозунгом; его, быть может, можно применять в медицинских науках для того, чтобы изучать не только отдельные случаи, но с помощью статистики стремиться по возможности охватить весь материал». См. G. F. Knapp, Quetelet als Statistiker, «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 18 Jahrgang (1872), стр. 104.

[86] Ср. L. v. Bortkewitsch, Kritische Betrachtungen.., Artikel II, стр. 332; Р. М. Орженцкий, Сводные признаки, Ярославль, 1910, стр. 1.

чего необходимо только разложить основную и частичную совокупность на однородные группы и отнести последние к первым. В качестве признака разложения может фигурировать также продолжительность какого-нибудь состояния. Можно разбить как всех преступников, так и смертные случаи среди них по продолжительности тюремного заключения при вычислениях интенсивности смертности, всех вдовых и вступивших во второй брак — по продолжительности вдовства при исследованиях частости вступления во второй брак и т. д. Хотя признаки эти и играют здесь в основном ту же роль, как и другие, однако они образуют уже как бы переходную ступень к исследованиям продолжительности состояний.

Каждое демографически важное событие в жизни человека является для него единственным, неповторяющимся. Первый и второй брак, первое и второе овдовение с точки зрения демографической статистики — разные явления.

Для каждого отдельного индивидуума, в жизни которого происходит событие, регистрируемое статистикой, явление это всегда означает изменение какого-либо состояния. Вступление в брак, овдовение, рождение ребенка, совершение преступления, смерть — все эти явления представляют начало или конец того или иного состояния. Статистика регистрирует их, отмечая при этом главнейшие отличительные черты лица, к жизни которого данное событие относится. В качестве таких признаков берут пол, возраст, семейное состояние, национальность, занятие, общественную группу, продолжительность какого-либо состояния и т. п. Все эти признаки вместе с видом изучаемого явления при последующем сведении отдельных случаев в совокупности превращаются в факторы, на основании которых производится деление сложных совокупностей на частичные. Под массовыми явлениями социальной жизни понимают не только основные совокупности, но и все подгруппы, образованные путем их подразделений. Все смертные случаи в каком-либо государстве можно разделить, с одной стороны, по признакам, относящимся к человеческой личности (пол, возраст и т. д.), а с другой — по видам этого события — причинам смерти. То же имеет силу и по отношению к вступлению в профессиональную деятельность, браку, совершению преступления и тому подобным явлениям.

В зависимости от характера признака, по которому выделено конкретное массовое явление социальной жизни, а также от отношения одного массового явления к другому совокупности, с которыми имеют дело в демографической статистике, можно разделить на два вида: основной и частичный. Всякое основное массовое явление — смертные случаи, вступление в брак, профессиональная деятельность, совершение преступления, овдовение, рождение ребенка для родителей есть в сущности изменение какого-либо состояния. Все они, за исключением смерти, когда прекращается всякое переживание и деятельность человека [87], являются концом одного состояния и началом другого. Частичное массовое явление получается путем деления основного на подгруппы при помощи каких-либо признаков, характеризующих вид явления или человеческую личность.

Изучение интенсивности массовых явлений статистики населения и моральной, измеряемой при помощи статистических относительных чисел, находится в тесных взаимоотношениях с исследованиями продолжительности разных состояний, измеряемых средними именованными

[87] Возможно, правда, изменение состояния и после смерти: рождение ребенка для отца по смерти последнего.

числами. Углубляясь в исследования интенсивности массовых явлений демографической статистики, приходится часто обращаться к продолжительности разных состояний как признакам, по которым сложную совокупность делят на частичные. Часто при изучении интенсивности главнейшим, существеннейшим признаком деления как раз и служит продолжительность разных состояний. Обратившись к смертности, нетрудно убедиться, что число прожитых лет вообще, в той или иной профессии, в браке, в городе или деревне и т. п. играет главнейшую роль при определении интенсивности смертности. Изучение интенсивности в демографической статистике, по общему правилу, не ведется в такой точной форме. Разложение сложной совокупности, не считая возраста, в общем случае не идет дальше качественной стороны признаков. Характеристика интенсивности при помощи семейного состояния, места жительства и тому подобных признаков должна являться в сущности только первой стадией научного исследования, так как это лишь констатирование, что данный фактор вообще заключает в себе элементы, которые в той или иной мере обусловливают величину массового явления. Дальнейший шаг — исследование степени влияния того или иного состояния на интенсивность массовых явлений в зависимости от его продолжительности.

Когда имеют дело с исследованиями продолжительности состояний, положение существенно изменяется. В простейшем случае, когда момент наступления известного состояния совпадает с рождением человека, при нахождении продолжительности его для среднего по этой группе человека достаточно знать возраст всех лиц, входящих в исследуемую совокупность, при прекращении этого состояния. Просуммировав эти возрасты и разделив их на число лиц, и получают искомую величину. Со случаями такого рода имеют дело при исследованиях средней продолжительности жизни, среднего возраста вступления в брак, овдовения, совершения преступления и т. п. Когда же имеют дело с продолжительностью состояния, начало которого не совпадает с началом жизни человека, для вычислений продолжительности требуется знание возраста индивидуума, когда состояние это наступило, и того, когда оно прекратилось.

Каждый индивидуум проходит в течение своей жизни через бесконечное количество разных состояний, из которых статистически регистрируются лишь наиболее значительные. В одно и то же время человек находится в разных состояниях, из которых многие важны как сами по себе, так и тем, что они оказывают существенное влияние на интенсивность массовых явлений статистики населения и моральной. Часть состояний начинается с момента рождения человека, другие приходят впоследствии, и большинство их отнюдь не является для него обязательными. Так как каждое состояние имеет себе противоположное, в конечном итоге всякий индивидуум проходит в течение своей жизни через бесконечное множество разных состояний. Множественность и разнообразие состояний необходимо вызывают то, что начало и конец их, относясь, по общему правилу, к разным моментам жизни человека, у разных людей не совпадают. Потому для вычисления средней продолжительности состояний нужно знать оба эти момента.

Исследования продолжительности разных состояний можно поставить в связь с изучением интенсивности с двух точек зрения. С одной стороны, продолжительность состояния для среднего для данной совокупности человека определяется интенсивностью массовых явлений, которые обозначают начало и конец его, а с другой, интенсивность вторых явлений отчасти обусловливает интенсивность первых. Примером

этого может служить средняя продолжительность человеческой жизни. Она обусловливается тем возрастом, в котором умирают лица, входящие в исследуемую совокупность. Индивидуальные же продолжительности жизни, в свою очередь, отчасти определяются интенсивностью наступления разных состояний (и их видов), которые, оказывая положительное или отрицательное влияние на здоровье человека, имеют тенденцию удлинить или укоротить его жизнь.

До сих пор непосредственным объектом научного исследования статистики населения и моральной являлся средний или абстрактный человек. Не исключена возможность, что в качестве предмета исследования могут выдвинуть какое-либо массовое явление социальной жизни, примером чего может служить брак. При исследованиях продолжительности брака разные совокупности лиц, проживших в этом состоянии то или иное число лет, можно разделить на подгруппы в зависимости от разных факторов, в том числе и от продолжительности того или иного состояния. Все браки, которые продолжались 0—1, 1—2, 2—3 года и т. д., можно разбить по возрасту супругов, месту жительства, занятиям, национальности и другим признакам («Очерки», III, § 5, стр. 198—204).

Демографическая биография среднего человека

(§ 6). Среди признаков разложения основного массового явления на частичные наиболее важным представляется возраст. Говоря о его влиянии на интенсивность массовых явлений, под этим подразумевают в сущности действие множества факторов, которые лучше охарактеризовать трудно. Сравнивая смертность 20- и 40-летних, мы оцениваем, таким образом, действие множества разных в отдельности неперечисляемых причин, лежащих как в физических особенностях тех и других, так и в социальных условиях, их нравах, обычаях, воззрениях и т. п. Связь возраста и смертности ясна сама по себе как с точки зрения физической, так и социальной — вступление с известного возраста в те или иные социальные отношения, влияющие положительно или отрицательно на продолжительность человеческой жизни. Возраст вступления в брак и благодаря этому деторождение обусловлены отчасти правом. Указанные соображения имеют силу и по отношению к другим явлениям этой сферы.

Исключительное значение возраста в конечной схеме представления конкретных массовых явлений социальной жизни вовсе не определяется его влиянием на интенсивность этих явлений, в чем с ним конкурируют и другие признаки. Для целей научного познания здесь необходимо наличие схемы, которая позволяла бы делать наиболее ценные выводы из наблюдения над жизнью лиц, принадлежащих к основной совокупности. Для вывода заключения об интенсивности и о продолжительности разных состояний необходимо при сводке материала в разные совокупности иметь первичный материал в форме, исключающей возможность исчезновения характерных свойств человеческой личности, присущих ей в момент наступления состояния. Только демографическая биография каждого индивидуума, в которой приведены даты важнейших наступлений и изменений состояний, с указанием признаков, при помощи которых основную совокупность возможно разложить впоследствии на частичные, поможет избежать исчезновения того или иного признака. Тогда для всякого данного момента времени можно взять нужную комбинацию рода данного явления как с его видом, так и с другими отличительными признаками. Другими словами, все демографически важные события — начало и конец соответствующих состояний вместе с их подразделениями — необходимо при сводке и вычислении разных мер расположить по времени наступления их в жизни человека, т. е. как

функции его возраста. Это даст возможность впоследствии принять во внимание как любой признак личности человека, зарегистрированный статистикой, так и продолжительность разных состояний.

Такое представление явлений для каждого отдельного индивидуума имеет то преимущество, что ряд моментов, заключающих в себе, по общему правилу, причинные элементы, в той или иной мере воздействующие на появление последующих демографических событий, располагается в жизни человека в хронологическом порядке, т. е. «причины» предшествуют «следствиям». Под «причинами» мы понимаем здесь не только какое-либо демографическое событие, но также продолжительность времени, протекшего от наступления первого события до наступления второго. Примером может служить влияние времени, прошедшего от овдовения того или иного индивидуума до его вторичного брака, промежуток между рождениями двух детей у одних и тех же родителей и т. п.

Та связь, которая у отдельного случая имеет силу только «по общему правилу» и которая проявляется в затушеванном виде, приобретает иной характер при соединении отдельных случаев в совокупности и изучении свойств и особенностей среднего или абстрактного человека. На место отдельного индивидуума выступает фиктивное существо, которое является носителем всех свойств, присущих исследуемой совокупности. Связи между каким-либо состоянием и его продолжительностью и интенсивностью массовых явлений (или продолжительностью других состояний) в большей степени может быть приписан причинный характер, чем в каждом отдельном случае.

В соответствии с общими целями всякого научного исследования задача демографической статистики не может заключаться ни в чем ином, как в нахождении такой схемы для изображения ее материала, которая допускала бы возможность исследовать не только интенсивность конкретных массовых явлений, но также продолжительность разных состояний для среднего человека и притом во всех их комбинациях. Только такие исследования могут привести к открытию причиннозависимостей, которым, правда, присущ относительный характер. Только при соединении демографических биографий отдельных индивидуумов в демографическую биографию среднего для изучаемой совокупности человека возможно полное и исчерпывающее изучение всех статистически констатированных конкретных массовых явлений демографической жизни во всем их разнообразии. При всяком другом изображении эта теоретическая полнота возможного исследования в большей или меньшей мере пропадает [88].

---

[88] Первая таблица смертности (неполная и гипотетическая) была опубликована Д. Граунтом в 1662 г. в работе «Natural and Political Observations mentioned in a following Index and made upon the Bills of Mortality...», London, 1662. Авторство Д. Граунта, впрочем, оспаривается в пользу В. Петти, за авторство которого высказались J. Evelin, J. Aubrey, E. Halley, Burnet, W. B. Hodge, W. L. Bevan и др. За авторство Д. Граунта высказываются J. Milne, J. Campbell, Mc Culloch, W. Roscher, A. De Morgan, V. John, H. Westergaard, Cunnigham, Ch. H. Hull. См. изложение спора последним автором в «The Economic Writings of Sir William Petty, edited by C.H. Hull», Cambridge, 1899, vol. I, стр. XXXIX—LIV. Полная таблица смертности была опубликована лишь 31 год спустя Э. Галлеем. См. «An Estimate of the Degrees of the Mortality of Mankind etc.», № 196, январь 1692/93 г., стр. 596—610 и «Some further Considerations on the Breslau Bills of Mortality etc.», №198, март 1693 г., стр.654—656, в «Philosophical Transactions», vol. XVII, for the year 1693. Первые сведения, относящиеся к биологическим функциям (средняя продолжительность жизни), приведены известным римским юристом Ульпианом. См. «Corpus juris», I.68, Dig. XXXV, «Ad legem Facidiam». Ряд авторов высказался за то, что вычисления его построены на основании фактических материалов (G. Meyer, G. Mayr, J. Conrad, Л. В. Федо-

Отвлекаясь от той или иной степени полноты и совершенства материала, которые наряду с конечной схемой его представления являются факторами, определяющими методы обработки, мы в данном случае предполагаем материал этот совершенным, т. е в форме весьма значительного числа полных демографических биографий с неограниченной возможностью их сводки. Человеческую жизнь можно представить графически в виде прямой, величина которой пропорциональна прожитому тем или иным индивидуумом времени, на которой нанесены все демографические события опять-таки в соответствии с возрастом их наступления. Имея множество таких жизненных линий и отнеся их как перпендикуляры к одной общей основной, получают в легко обозримой и наглядной форме все разнообразие человеческих массовых явлений как функций возраста. Начальные точки этих жизненных линий являются возрастом при рождении, т. е. нулем. Сведя их затем по возрасту в связи со всеми зарегистрированными изменениями состояний и их подразделениями, получают количественную картину жизни исследуемой совокупности, как она фактически сложилась под влиянием бесконечного множества самых разнообразных причин и факторов,—картину, как они постепенно женились, имели детей, вдовели, опять женились, вступали в профессиональную деятельность и, наконец, умирали.

Явления эти рассматриваются здесь в самой общей форме — в зависимости только от возраста или, выражаясь математически, как его функция, безотносительно ко времени рождения. Термин «возраст» также употребляется в общем смысле как непрерывный фактор, не обращая внимания на то, что на практике принуждены в качестве возраста брать периоды времени от 0 до 1 года, 1—2 лет и т. д. Наличие весьма значительного (бесконечного) числа случаев наблюдения является необходимым при чисто теоретическом рассмотрении для создания пред-

---

рович). Ю. Э. Янсон счел даже возможным сделать следующее заключение: «Насколько были достаточны и обстоятельны данные о рождениях и смертях, видно из того, что римляне умели вычислять таблицы смертности и определять вероятную жизнь в разные возрасты». См. «Теория статистики», изд. 5, Спб., 1913, стр. 73. Но еще ранее Ульпиана у Aemilius'a Macer'a (Мацера) находим практический прием вычисления средней продолжительности жизни, в связи с которым и находится, по справедливому мнению К. Зейтемана (K. Seutemann), вычисления Ульпиана. См. статью К. Зейтемана «Ulpianus als Statistiker», «Jahrbuch für Gesetzgebung...» 31 (1907), стр. 247—258. Ван Диль (J. Van Dael) издал в 1670 г. небольшую работу под названием «Vertoogh en Calculatie», где им приводится таблица смертности, составленная на основании данных о смертности 400 застрахованных и напоминающая таблицу Д. Граунта. Известный математик Хюдде (J. Hudde) (1628—1704), бургомистр Амстердама, на основании наблюдений над 1495 рентьерами составил таблицу смертности, изданную лишь в 1898 г. в работе «Algemeene Maatschappij van Lebens verzekering en Lijfrente». См. H. W e s t e r g a a r d, Die Lehre von der Mortalität», 2 Aufl., Jena, 1901, стр. 33—34. Порядок вымирания в работе де Витта (J. de Witt) «Waardije van Lijfrenten, near proportive van Losrenten», s' Gravenhage, 1671—чисто гипотетический и притом значительно преувеличивающий действительную смертность. Ср. о J. de Witt'e работы F. H e n d r i k s, Contributions to the History of Insurance, «Assurance Magazine», vol. II, N. 7 и D. D e u c h a r, A Sketch of the History of the Science of Life Contingencies, «Transactions of the Insurance and Actuarial Society of Glasgow», 1882. Первая таблица брачности была создана швейцарским пастором Мюре (J. L. Muret) в 1766 г. См. «Mémoire sur l'étude de la population dans le pays de Vaud», «Mémoires de la Société Oeconomique de Berne». Первая (гипотетическая) таблица неспособности к труду была исчислена Геймом (K. Heym), Ueber Invaliden — Pensionen, «Rundschau der Versicherungen», V, VI und X B-de. Richard Böckh распространил применение этой же формы исследования и изображения на рождаемость и преступность. См. «Die statistische Messung der ehelichen Fruchtbarkeit», «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. V, 1 livr., Rome, 1890, стр. 159—187; «Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin», Jahrgänge 22 (1895), стр. 443—452, 23 (1896), стр. 437—457, 24 (1897), стр. 605—621.

посылок о существе отношений между изменением времени (возрастом) и числом случаев изменения того или иного состояния при выводе разных мер, здесь применяемых (так называемая непрерывность функций).

Такое конечное представление демографических материалов, объединяющее все разнообразие явлений в одной общей картине, со всеми мерами, к этой схеме относящимися, является, как нам думается, конечной схемой статистического изучения конкретных массовых явлений социальной жизни человека. Форма эта, будучи необходимой для вычисления некоторых мер, применяемых в статистике (средняя продолжительность разных состояний и их отношения), облегчает и систематизирует вычисление других мер, давая в то же время критерий степени пригодности их для общих целей научного познания. Она является единственным средством, дающим возможность сделать правильное заключение о значении и о роли исследуемых явлений для всей совокупности, об их интенсивности по отношению к общей массе. Эта общая схема представления дает возможность сделать оценку не только всех явлений, но притом во всех их комбинациях: смертность как для всей группы, так и для каждой специальной, получающейся в силу наличия двух, трех и т. д. признаков, т. е. смертность женатых или смертность холостых преступников и т. д. [89].

Мы далеко отстоим от заполнения хотя бы незначительной части этой широкой схемы демографической статистики, и нельзя не признать, что прогресс и в этом отношении невелик по сравнению с ожиданиями крупнейших статистиков — теоретиков и практиков второй и третьей четверти прошлого столетия, а также и их предшественников. Но, хотя заполнение всей конечной схемы и представляется пока недостижимым идеалом, конструкция эта ввиду ее приложимости к любому из исследуемых массовых явлений демографической статистики, из которых каждое мы всегда можем и должны рассматривать как функцию возраста, может быть заполнена и фактически заполняется по частям. Долгое время в демографии безраздельно господствовал взгляд, что идеалом при изучении смертности является построение так называемых таблиц смертности или дожития, показывающих, как данное число лиц постепенно вымирает по мере перехода из одного возраста в другой. Но все же общая теория для заполнения этой схемы на основании материала статистики населения была создана только трудами Г. Ф. Кнаппа, К. Беккера, Г. Цейнера, В. Лексиса, Л. А. Бертильона, В. Фарра, Ж. Левина, Р. Бёка и других ученых [90]. Первая комбинированная табли-

---

[89] Представление жизни человека как функции его возраста для точного решения ряда научных и практических проблем приложимо не только к человеку. Подобным же образом следовало бы представлять жизнь рабочего и убойного скота при разрешении разных задач, связанных с их использованием. То же имеет силу и по отношению к жизни зданий. Для определения ренты, страховых премий, квартирной платы и т. п. следовало бы приложить общую схему и к жизни зданий. Такое же значение имеет эта конструкция и по отношению к жизни растений, судов, фабрик и заводов и т. п. Только при этом условии возможны теоретически точные расчеты, в противном случае все выкладки будут носить случайный и произвольный характер. Ср. E. Mischler, Handbuch der Verwaltungsstatistik, 1 Bd., Stuttgart, 1892, стр. 99.

[90] K. Becker, Zur Theorie der Sterbetafeln für ganze Bevölkerung, «Statistische Nachrichten über das Grossherzogthum Oldenburg», 9 Heft (1867); Zur Berechnung von Sterbetafeln an die Bevölkerungs—Statistik zu stellende Anforderungen, «Commission Permanente du Congrès International de Statistique. Mémoires», St.-Pétersbourg, 1876 (издана была также в Берлине в 1874 г. как доклад IX Международному статистическому конгрессу); G. F. Knapp, Ueber Ermittelung der Sterblichkeit aus den Aufzeichnungen der Bevölkerungs-Statistik, Leipzig, 1868; Sterblichkeit in Sachsen, Leipzig, 1869; Theorie des Bevölkerungs — Wechsels, Braunschweig, 1874 (первая работа написана

ца смертности и брачности была опубликована в 1766 г. швейцарским пастором Ж. Л. Мюре. В настоящее время существует довольно значительное количество как таблиц смертности, так и комбинированных таблиц смертности с брачностью и инвалидностью, которые соединяют в себе два элемента изменения состояний. Всякий новый элемент вносит значительное увеличение трудностей расчетов, к тому же наблюдается почти полное отсутствие материалов, соответствующих научным требованиям («Очерки», III, § 6, стр. 204—212).

Общая схема изучения отдельных массовых явлений

(§ 7). Почти все вопросы общей научной схемы относятся, в частности, и к построению таблиц смертности, вследствие чего в дальнейшем мы часто пользуемся примерами, относящимися к последним, хотя и имеющими силу для общей схемы. Разрабатывая, в частности, учение о смертности как функции возраста, т. е. в форме построения таблиц смертности, и прилагая эту схему к разным группам индивидуумов, выделенных по наличию того или иного признака, в некоторых отношениях приближаются к выводам, которые можно было бы сделать заполнив общую схему изучения для всей области демографической статистики. Но выводы эти относятся только к измерению данной частной группы в отношении смертности, брачности, рождаемости и т. п. Для полноты картины не хватает другого элемента, присущего только заполнению общей схемы,—характеристики сравнительной силы данной социальной группы по отношению как к общей совокупности, так и к другим частным, т. е. при этом нет возможности реконструировать полную картину демографической жизни данной совокупности. Из общей теоретической схемы всегда можно получить любую частную, стоит только перечислить все случаи, отнеся их к круглому числу новорожденных (при изучении смертности). Первые таблицы смертности, вычисленные по так называемому методу Галлея, были, по

и издана одновременно с работой К. Беккера в сентябре 1867 г. См. «Theorie...», стр. 99; G. Zeuner, Abhandlungen zur mathematischen Statistik, Leipzig, 1869, W. Lexis, Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik, Strassburg, 1875 (общие теоретические конструкции этой работы относятся к лету 1873 г., печатание ее началось одновременно со второй работой К. Беккера и закончилось уже в 1874 г.). См. «Jahrbücher für Nationalökonomie...» N. F., I Bd. (1880), стр. 176; «Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs — und Moralstatistik», Jena, 1903; J. Lewin (Jacques Lewin — директор Коммерческой Академии в Будапеште), Sur la détermination et le recueil des données relatives aux tables de mortalité в трудах IX Международного статистического конгресса, «Programme de la neuvième session», Budapest, 1876, стр. 295 — 359. Труды этого конгресса — важнейший первоисточник для ознакомления с уровнем изучения смертности в 1870-е годы; статьи Л. А. Бертильона в «Dictionnaire encyclopédique des sciences médicales»: Mariage, Mortalité; W. Farr, English Life — table, London, 1864; его же «Vital Statistics», London, 1885; A. J. Verwey, Principles of Vital Statistics, «Journal of the Royal Statistical Society», vol. XXXVIII, 1875; работы Р. Бёка (R. Böckh) разбросаны в изданиях Берлинского статистического бюро с 1875 по 1902 г., в бюллетенях Международного статистического института и трудах международных съездов по гигиене и демографии. См. также L. Perozzo, Della representazione grafica di una collectività di individui nella successione del tempo, «Annali di Statistica», ser. II, vol. 12 (1880), переведена и снабжена примечаниями и добавлением В. Лексисом в «Jahrbücher für Nationalökonomie», N. F., I Bd. (1880); J. Blumeru, Saggio di statistica demologica, «Annali di Statistica», serie 3, vol. 13 (1885); L. v. Bortkiewicz, Die mittlere Lebensdauer, Jena, 1893, статьи «Lebensdauer», «Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln» в «Handwörterbuch der Staatswissenschaften»; H. Westergaard, Die Lehre von der Mortalität und Morbilität, 2 Aufl., Jena, 1901; E. Czuber, Wahrscheinlichkeitsrechnung, II Bd., 2 Aufl., Leipzig u. Berlin, 1910; E. Blaschke, Vorlesungen über mathematische Statistik, Leipzig, 1906; П. В. Охочинский, Опыт применения интерполирования к некоторым вопросам статистики движения населения, «Временник Центрального Статистического Комитета» № 18, Спб., 1891.

общему правилу, необработаны с этой точки зрения, т. е. они начинались не с круглого числа новорожденных, а с имевшегося налицо числа смертных случаев, ввиду чего сравнительное изучение этих таблиц затруднялось.

В качестве объекта изучения смертности как частного случая применения общей теоретической схемы можно брать людей, относящихся к разным общественным классам, получающих разные доходы, живущих в одно и то же время или на протяжении значительного числа лет и т. д. Научные задачи статистики заключаются не только в выработке конечной схемы представления ее материала и путей для ее заполнения, но также и в том, чтобы применить эту схему на практике, руководствуясь общими статистическими идеями [91]. Мы можем построить таблицу смертности для всего государства или для отдельных частей его, для лиц обоих полов, для мужчин и женщин в отдельности, для разных семейных состояний, для разных профессий, для лиц, получающих тот или иной доход, и т. д. Можно, наконец, комбинировать все эти признаки один с другим и проникать, таким образом, все далее и далее вглубь изучения смертности, брачности, рождаемости населения, констатируя, насколько естественные и социальные условия отражаются на мере демографически важных событий в жизни человека. Конечная схема научного представления результатов взаимодействия самых разнообразных причинных цепей на жизнь человека остается той же, безотносительно к материалам, которые положены в основу ее заполнения. Все же в зависимости от того или иного материала изменяются как методы ее заполнения, так, до известной степени, и материальное значение ее результатов.

Существенно иное значение имеют построения, которые своим внешним видом напоминают общую конечную схему представления демографического материала. К таким исследованиям относятся изображения жизни какого-либо состояния, построенные по принципу общей схемы, т. е. в зависимости от его возраста. Взяв в качестве примера брачность народонаселения, за основной элемент изучения принимают в этом случае не среднего человека, а «средний брак». Заполненная схема по своему виду подобна обыкновенной таблице смертности, если в качестве события, наступление которого прекращает существование брака, рассматривают только смерть одного или обоих супругов. Она делается по-

---

[91] Г. Ф. Кнапп в своей первой работе («Ueber die Ermittelung...», стр. 3) определяет задачу изучения смертности как адэкватную с построением таблиц смертности. «Как известно, задача всякого изучения человеческой смертности давно уже сформулирована в самом строгом понимании: путем научной разработки соответствующих материалов показать, как известное число новорожденных какого-либо вида (например, мужчин или женщин) вместе с ростом возраста постепенно изменяется вследствие вымирания. Речь идет, как говорят, о том, чтобы установить порядок вымирания известного числа новорожденных. Мы твердо придерживаемся этой задачи». Ср. G. Zeuner, Abhandlungen aus der mathematischen Statistik, стр. 4; E. Czuber, Die Entwickelung der Wahrscheinlichkeitstheorie und ihrer Anwendungen, «Jahresbericht der Deutschen Mathematiker — Vereinigung», VII Bd., Leipzig, 1899, стр. 227; Th. Wittstein, Mathematische Statistik und deren Anwendungen auf National — Oekonomie und Versicherungswissenschaft, Hannover, 1867, стр. 5.

В полном противоречии с этой старой идеей находятся воззрения довольно многочисленных авторов начала XX в., которые исключительную или главнейшую ценность таблиц смертности усматривают в том практическом значении, которое они имеют для страхования жизни. См. R. Benini, Principii di statistica metodologica, Torino, 1906, стр. 237; C. L. Landré, Mathematisch — Technische Kapitel zur Lebensversicherung, Jena, 1905, стр. 35; V. Turquan, Manuel de statistique pratique, Paris, 1891, стр. 488; F. Prinzing, Handbuch der medizinischen Statistik, Jena, 1906, стр. 9—10 (ср., впрочем, стр. 263—264); Л. В. Ходский, Основания теории и техники статистики, Спб., 1896, стр. 31.

хожей на таблицу брачности или инвалидности, когда берут два случая прекращения брака — смерть и развод. В случае общей схемы таблица начинается с круглого числа новорожденных, т. е. лиц в возрасте нуль, означающем начало существования человека. Когда за исходный элемент берут брак, таблицу тоже начинают с круглого числа одновременно заключенных браков, показывая, сколько из них осталось налицо в конце первого, второго, третьего и т. д. года их существования. Для вычисления подобной таблицы нужно иметь вероятности смерти или дожития для мужчин и женщин с разделением по семейному состоянию и вероятности развода, если таблица заключает в себе и этот элемент [92]. Изучение брачности или другого какого-либо состояния может и не ограничиться таким суммарным заполнением схемы для всех браков, без их возможных подразделений. И в том случае, подобно общей или частичным схемам, все браки можно разбить на подгруппы по разным признакам: возрасту супругов, их месту жительству, семейному состоянию до вступления в этот брак и т. д.

Один из виднейших теоретиков — профессор Берлинского университета Рихард Бёк — приписывает подобным таблицам брачности одинаковый научный смысл и значение, как и тем таблицам, которые вычислены при предположении, что в основу исследования положен человек, а не брак. Уже по общим соображениям, которые развиты были выше, следует признать неправильность этого воззрения. К этому можно прибавить, что рассматриваемая схема всегда носит частичный характер, не позволяющий произвести сколько-нибудь глубоко идущее исследование. При изучении брачности продолжительность его — лишь одна из возможных проблем. Во всяком случае не менее важно знать склонность населения к вступлению в брак, получаемую путем построения обычных таблиц брачности, из которых к тому же нетрудно получить все выводы таблицы для «жизни» среднего брака. Схема эта является еще более частичной, чем таблицы для отдельных изменений одного или нескольких состояний, уступая последним по своей общей научной ценности, которая определяется богатством тех выводов, к которым можно прийти путем обращения к той или иной научной конструкции («Очерки», III, § 7, стр. 212—216).

2. Основные методы заполнения общей схемы изучения демографических явлений

Методы индивидуального и массового наблюдения

(§ 8). Пути и средства для заполнения научной схемы как общей, так и специальных целиком зависят от качества материала и задач исследования, и материальное значение, которое может быть приписано результатам заполненной тем или иным образом схемы, различно в зависимости от этих путей и средств.

Методы построения таблицы смертности обыкновенно разделяют на метод индивидуального наблюдения, когда материал находится в форме демографических биографий и когда на долю статистика выпадает также задача его сводки, и метод массового наблюдения или ме-

[92] Р. Бёк пользуется другим, менее точным, методом при построении суммарных таблиц продолжительности брака. Все его расчеты основываются на данных переписи о распределении наличных браков и сведениях текущих записей о разрушенных браках по их продолжительности. Вычисления таблицы продолжительности браков аналогичны в таком случае расчетам обычной таблицы смертности. См. «Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin», IV Jahrgang, стр. 34, V Jahrgang, стр. 6—7, Jahrgänge XI, XV, XVI—XVII, XXV, XXVI; «Bevölkerungszählung 1875», 3 u. 4 Heft, стр. 68 и след., Berlin, 1880.

тод статистики населения [93], когда материал, с которым имеют дело, уже сведен и дан в табличной форме. Страховые вычислители, работающие в частных организациях, по общему правилу, занимаются исследованиями только при помощи первого метода, статистики населения — второго, часто придавая своей точке зрения преувеличенное значение. Соединительным звеном между теми и другими служит как общая теоретическая схема изучения, так и меры, к ней относящиеся. Что страховые вычислители не считали нужным включать в свои работы теоретические конструкции обработки материала статистики населения для построения таблиц смертности, инвалидности, брачности и т. д., весьма понятно: им, по общему правилу, не приходится иметь дело с этим материалом на практике, и потому всякая подобная работа была бы излишним для практика «теоретизированием». Менее понятно резкое разделение страхования и статистики населения, проводимое, правда, большей частью бессознательно почти всеми авторами-демографами.

Методы заполнения схемы в первом случае несравненно проще вторых. На долю статистика выпадает здесь не только научная обработка, но и сводка первичного материала, вследствие чего он имеет возможность группировать его по всякому признаку, существенному с практической или теоретической точки зрения. К методу массового наблюдения приходится прибегать, когда имеют дело с общим народонаселением, где ввиду значительности числа случаев наблюдения операцию сводки невозможно производить вместе с научной обработкой. При массовой сводке статистического материала по незначительному числу главнейших признаков отдельные личности тонут в общей массе, и их особенности, которые необходимы для теории, порой исчезают при этой операции. К этим недостаткам метода массового наблюдения, органически связанным с его существом, присоединяются еще другие факторы, вызываемые чисто практическими обстоятельствами и уменьшающие научную ценность статистических материалов, относящихся к общему народонаселению. Ввиду повсеместно наблюдающейся миграции населения нельзя точно определить состав его в промежуточное между двумя переписями время, что часто является необходимым с точки зрения теоретической. Равным образом показания возраста в текущих записях и в особенности во время переписи как ввиду незнания своего точного возраста населением, так и намеренного искажения фактов заставляют желать много лучшего; это является необходимым злом, которое привносит с собой декларация возраста. Ко всему этому присоединяется еще недостаточная детализация возраста при сводке, которая приводит к весьма важным в теоретическом отношении последствиям. Первый способ является поэтому с точки зрения теории более совершенным, но он применяется, по общему правилу, только в страховании жизни. Метод заполнения общей схемы в этом случае весьма прост, хотя он и может быть приложен лишь в том случае, когда количество и качество материала позволяют это [94].

П. С. Лаплас указал на этот способ для построения таблиц смертности: «Способ составления таблиц смертности весьма прост. Из текущих записей рождений и смертей выбирают значительное число индивидуумов, даты рождения и смерти которых показаны. Затем определяют, сколько из них умерло на первом, втором, третьем и т. д. году

---

[93] См. Б. Ф. Малешевский, Теория и практика пенсионных касс, т. II, ч. 1, Спб., 1890, стр. III—IV.

[94] Ср. R. Benini, Principii di statistica metodologica, Torino, 1906, стр. 264.

жизни, откуда заключают о числе лиц, живых в начале всякого года жизни, которое и пишут в таблице сбоку числа, обозначающего год возраста. Таким образом, число рождений пишут рядом с нулем, рядом с 1 — число детей, которые дожили до этого возраста, рядом с 2—число тех, которые дожили до двух лет, и т. д. Но так как смертность в течение первых двух лет жизни весьма велика, для достижения большей точности следует обозначать в этом первичном возрасте число доживающих в конце всякого полугодия»[95] («Очерки», III, § 8, стр. 216—218).

Методы поколения реального и фиктивного

(§ 9). Могут существовать два чистых типа заполнения общей или специальных теоретических схем в зависимости от задач исследования. Мы можем иметь цель статистически изучить жизнь реального поколения или современников[96], или же так называемого поколения фиктивного. В первом случае фактически прослеживают жизнь данного поколения со времени рождения лиц, в нее входящих, и до того времени, когда они окончательно вымрут. Во втором на основании мер смертности, брачности, инвалидности, рождаемости, преступности и т. д., относящихся к массовым явлениям за более или менее короткое время, прослеживают жизнь искусственного, фиктивного поколения — как люди жили бы, если бы все явления, входящие в сферу статистики населения и моральной, наблюдались в мере, полученной для данного времени наблюдения. Меры эти для разных возрастов вычислены вследствие этого на основании данных, относящихся к людям разных поколений.

Понятие «поколение» не является определенным и допускает значительные модификации. С теоретической точки зрения для чистоты первого типа заполнения общей схемы следовало бы брать людей, родившихся в один и тот же момент времени, что не представляется возможным, так как нигде не наблюдается значительное число детей, родившихся в один и тот же момент[97], к тому же мы, по самой природе вещей, должны ограничиваться определенными периодами времени. Многие авторы, по-видимому по чисто практическим основаниям, так как сводка демографических материалов производится по годам наблюдения, понимают под «поколением» лиц, родившихся в одном и том же году, другие относят этот термин и к родившимся в течение ряда смежных лет. То же имеет силу и по отношению к современникам при заполнении схемы для фиктивного поколения при изучении интенсивности среди них разных событий и продолжительности состояний, отмечаемых и исследуемых демографической статистикой. Таким образом, задачей в первом случае является исследование жизни лиц, родившихся, скажем, в 1915 г. в России, и заполнение общей схемы на основании материалов, к ним относящимся, во втором—по смертности и другим явлениям, начав с произвольного круглого числа новорожденных, заполняют общую схему на основании мер, относящихся к событиям, происшедшим в 1915 г.

Для правильной оценки обоих типов заполнения схемы необходимо сделать несколько предварительных замечаний. Ввиду того, что из всех областей демографической статистики только смертность населения получила достаточную теоретическую обработку, все взгляды о методах

---

[95] P. — S. Laplace, Essai philosophique sur les probabilités, Paris, 1814, стр. 64; 5 éd., стр. 174.

[96] Название «таблица смертности современников» принадлежит Г. Цейнеру. См. G. Zeuner, Abhandlungen aus der mathematischen Statistik, Leipzig, 1869, стр. 5.

[97] W. Lexis, Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs — und Moralstatistik, Jena, 1903, стр. 1.

реального и фиктивного поколения и их значении относят, по общему правилу, к построению таблиц смертности. Их часто рассматривают не как форму научного изображения, представляющую самостоятельную научную ценность, а только как средство для вычисления средней продолжительности жизни. Поэтому все аргументы за и против того или иного метода рассматривают с точки зрения последней. Это обстоятельство, как нам представляется, следует отнести за счет наблюдаемой и по настоящее время недостаточной разработанности основных учений статистики населения и моральной, в частности о взаимоотношениях их разных отделов: учения о методах собирания первичного материала, формах его научного представления, мерах, к нему относящихся, и исследований материального значения массовых явлений и их причинных отношений, где, между прочим, должно быть рассматриваемо учение о приложении теории вероятностей к статистике. Большинство авторов, судя по изложению ими учений статистики населения и моральной, не имеют ясного представления о формах научного изображения демографических материалов и их сравнительной научной ценности, а также и о мерах, к ним относящихся. Только у В. Лексиса, в трудах которого разбросано большое богатство оригинальных научных идей, находим и в этом отношении отправные пункты для общих теоретических построений. Он приводит несколько высказываний об общих задачах исследования в области демографической статистики, правда, все же недостаточно общих и определенных и к тому же приведенных в связь и затемненных его излюбленными идеями о роли приложения теории вероятностей к статистике [98]. К тому же у В. Лексиса отсутствует учение об отношениях частной схемы научной формы представления (таблицы брачности, смертности и т. п.) и общей, синтезирующей демографические массовые явления и процессы.

Прежде чем приступить к характеристике значения обоих типов построения таблиц, небесполезным представляется привести их в связь с первым подразделением на метод индивидуального и метод массового наблюдения при заполнении схемы, что, по общему правилу, до сих пор не делалось, хотя оно и является необходимым для устранения ряда возможных недоразумений.

Нетрудно убедиться, что при заполнении схемы как для реального, так и для фиктивного поколения возможны оба технических способа. Обычно при теоретическом обсуждении этого вопроса упускают из виду, что применение индивидуального метода наблюдения допустимо с теоретической точки зрения, хотя весьма трудно осуществимо на практике, но все же возможно для сравнительно небольших государств и больших городов, в особенности при наличии так называемой шведской системы собирания демографических материалов. В страховании, отчасти ввиду отсутствия достаточного количества соответствующих материалов, применяя индивидуальный метод обработки и заполнения теоретической схемы, не пользуются при этом чистой схемой реального или фиктивного поколения. Обычно подвергают научной обработке весь наличный материал настоящего и прошлого, смешивая воедино данные опыта для разных поколений как уже умерших, так и живущих в момент обработки материала. Мерой величины материала, а в силу этого до известной степени научной его ценности является количество лет, прожитых

[98] W. Lexis, Abhandlungen.., очерк IV: Uebersicht der demographischen Elemente und ihren Beziehungen zu einander — переработка доклада, напечатанного в «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. VI, 1-re livr., Vienne, 1891, стр. 40—56 под названием «Gesammtübersicht der demographischen Elemente».

под наблюдением. Необходимые для заполнения общей схемы меры исчисляют при этом сводя воедино данные для каждого возрастного класса индивидуумов, демографические биографии которых, полные или неполные, имеются в распоряжении исследователя. Страхование идет, таким образом, по среднему пути, оно принадлежит к смешанному типу. Вследствие этого материальное значение таких исследований обладает всеми недостатками того и другого типа и не дает в то же время ни одного из их теоретических преимуществ [99].

(§ 10). В теоретическом отношении и тот и другой метод имеет свои достоинства и свои недостатки. Большинство ученых, писавших о смертности и брачности, находились под прямым или косвенным влиянием идей А. Кетле об устойчивости явлений человеческой жизни, что отразилось и на их отношении к обоим методам. Для определения роли реального и фиктивного поколения необходимым представляется, как нам кажется, установить прежде всего деление общих причин, оказывающих влияние на демографические массовые явления, которое несколько напоминает деление общих причин смертности В. Фарра, различающего причины, лежащие вне человека, и причины, к нему относящиеся [100]. Статистика исследует конечные итоги действия тех и других, поскольку они вызывают реальный результат — статистически регистрируемое явление. При схеме для реального поколения задачей изучения является регистрация всех демографически важных событий, относящихся по возможности к одной и той же первоначальной совокупности новорожденных, при фиктивном — к разным совокупностям людей, живущих в одно и то же время наблюдения и подвергающихся в силу этого одному и тому же воздействию причин, лежащих вне человека. Как показывают многочисленные статистические изыскания, влияние разных внешних обстоятельств и свойств человека на интенсивность демографических массовых явлений представляется бесспорным, но бесспорна также связь между внешними условиями и внутренними, относящимися к человеку как таковому, равно как и трудность, быть может фактическая невозможность, их практического разделения и классификации. Все же нам представляется, что это деление, имеющее главным образом только теоретическое значение, не только не бесполезно, но даже необходимо. Желая охарактеризовать всю совокупность внешних условий, обычно говорят о времени, влияющем на интенсивность массовых явлений. Говоря об интенсивности, скажем, брачности в 1914 и 1915 гг. мы, принимая во внимание то обстоятельство, что, как показывает опыт, физические и психические особенности людей одних и тех же возрастных классов, относящихся к поколениям смежных годов, разнятся лишь незначительно друг от друга, приписываем изменение интенсивности

---

[99] Причина необходимости построения особых таблиц смертности, брачности, рождаемости, инвалидности и т. д. при страховании того или иного круга индивидуумов кроется в особенностях всего уклада жизни этой группы лиц. Он, отражаясь на мере изучаемых явлений, вызывает необходимость при вычислениях страховых премий построения особых таблиц. Сравнительная незначительность материалов приводит к вычислению таблиц смешанного типа, в то время как с точки зрения теоретической следовало бы применять таблицы для поколения фиктивного. «Если дело идет о практических целях, — говорит Э. Чубер, — следует отдать предпочтение таблице современников, именно для того времени, которое не отстоит чересчур далеко от времени возникновения этой таблицы». См. E. C z u b e r, Wahrscheinlichkeitsrechnung, II Bd., 2 Aufl., стр. 108. Ср. также G. Z e u n e r, Abhandlungen aus der mathematischen Statistik, Leipzig, 1869, стр. 54.

[100] См. W. F a r r, Vital Statistics, London, 1885, стр. 147, 151—152, 166. Подобное же деление проводит Эджуорт (F. Y. Edgeworth). См. «Death — rate» в Palgrave's Dictionary of Political Economy, vol. I, London, 1915, стр. 495. Ср. также E. C z u b e r, Wahrscheinlichkeitsrechnung, II Bd., 2 Aufl., стр. 20.

брачности, если оно наблюдалось [101], «времени», понимая под ним всю совокупность условий того и другого года. Внешние условия, отражаясь в конечном итоге благоприятным или неблагоприятным образом на интенсивности того или иного явления, действуют, правда, через психологию и физиологию человека. Все же следует иметь в виду, что при этом целый ряд факторов остается более или менее неизменным, одинаковым для этих поколений: физическая организация, взгляды на брачность, мораль населения и т. д. Хотя все психические и отчасти физические особенности населения являются, в свою очередь, следствием социальной среды и условий, в которых люди живут, и в силу этого они подвержены изменению, но тот или иной круг идей, раз утвердившись, изменяется не так легко. Для теоретических целей ничто поэтому не препятствует рассматривать физику и психику среднего или абстрактного человека смежных поколений как неизменный в течение короткого времени комплекс, подвергающийся тому или иному воздействию бесконечно разнообразных внешних факторов. Все числовые результаты статистики вызываются совместным действием как этих условий, так и психо-физических особенностей человека, причем первые комбинируют, так сказать, свое воздействие с особенностями вторых. Предположим, для простоты, что физические и психические качества двух смежных поколений для всех возрастных классов лиц, живущих в это время, остаются в общем и целом в течение двух смежных лет наблюдения неизменными, равно как и все общие внешние факторы, за исключением одного. Представим далее, что в одном году замечается резкое и сильное повышение цен на предметы первой необходимости, в то время как народный доход как в целом, так и в отдельных частях остается неизменным. Это повышение, уменьшив возможность надлежащего питания организма, комбинируется с наличием той или иной силы сопротивления этого последнего и вызывает смертность, превосходящую по величине смертность другого года. Таким образом, измерение влияния внешних условий при неизменности психо-физической природы человека сводится в простейшем случае к исследованию влияния одного фактора. Точно так же понижение интенсивности вступления в брак, повышение преступности и т. п. в данном случае следует приписать тому же влиянию. Но в социальной жизни подобного равенства всех прочих условий никогда не наблюдается, здесь всегда приходится иметь дело со сложным комплексом внешних условий, которые удается охарактеризовать только путем указания на один какой-нибудь признак, присущий всем индивидуумам данной совокупности. В таком смысле считают возможным говорить о физико-психическом влиянии города и деревни, как места жительства, на меру демографических явлений. В подобном же смысле можно говорить, что «время» влияет на массовые явления статистики населения и моральной. Под этим внешним признаком «время» скрываются самые разнообразные причины, действующие положительно или отрицательно, существующие только в прошлом или же и в настоящем, изменившие силу своего действия и оставшиеся неизменными [102].

Случай этот можно представить также в таком виде, что имеют дело с двумя населениями с одними и теми же физическими и психическими особенностями. Предположим, что они подвергаются наблюдению в течение года в отношении смертности, брачности, рождаемости

---

[101] Теория вероятностей может быть полезна при подобных изысканиях.

[102] Ср. В. А. Косинский, О приемах научной разработки статистических данных, М., 1890, стр. 47; L. v. Bortkewitsch, Kritische Betrachtungen zur theoretischen Statistik, II Artikel, «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 3 Folge, Bd. X (1895), стр. 327.

и т. д. Разница в результатах должна быть отнесена за счет разницы внешних условий, хотя все же следует иметь в виду, что результаты, исследуемые статистикой, вызваны комбинированным действием обоих видов причин. Можно теоретически представить себе в населении разные группы лиц, которые все вымрут в течение следующего года их жизни или вступят в брак и т. п., если общие условия будут оказывать определенное влияние на это население и величина этих групп изменится при других условиях.

Во всех спорах о значении того и другого метода речь шла почти исключительно о смертности; при рассмотрении же всех массовых явлений демографической статистики разрешение этого вопроса представляется не столь простым, хотя все соображения, относящиеся к смертности, имеют силу и по отношению к другим явлениям. В смертности, как явлении по преимуществу физическом, главную роль играет физическая сторона человека, и потому разделение внешних и внутренних причин здесь проще и нагляднее («Очерки», III, § 9—10, стр. 218—225).

Научное значение метода реального поколения

(§ 11). Несомненно, что заполнение общей схемы для реального поколения представляется, так сказать, естественной задачей, выполнение которой весьма ценно и необходимо для разрешения целого ряда научных проблем.

С другой стороны, для развития общих начал статистики населения и моральной при наличии материалов массового наблюдения проще всего, хотя это и не необходимо, пользоваться представлением о реальном поколении. Самые общие положения получатся при выделении и предварительном разрешении вопроса об общей научной схеме представления демографических материалов, безотносительно к качествам и свойствам последних, или, вернее, представляя их в виде многочисленного ряда демографических биографий, независимо от того, относятся ли они к поколению одного года или нет, и с неограниченной возможностью их группировки. Естественность отнесения общей схемы к реальному поколению и побудила некоторых ученых рассматривать метод фиктивного поколения как необходимое зло ввиду отсутствия соответствующих материалов, собирание которых потребовало бы 100 лет [103].

К тому же некоторые теоретические проблемы в строгом смысле могут быть разрешены только при пользовании конструкцией поколения реального. Это бывает в тех случаях, когда сама проблема требует, чтобы все данные относились к одному и тому же первоначальному составу лиц, рождения которых отстоят лишь незначительно друг от друга, так как статистическими исследованиями установлено, что демографические явления представляются, между прочим, функциями времени. Так, конструкция «нормального возраста смерти», которой В. Лексис обогатил науку, требует для его установления поколения реального, ибо только при этом условии можно ожидать полного соответствия теории и практики. При приложении этой конструкции к различным таблицам смертности для общего народонаселения, которые не только вычислены для разных поколений, но к тому же еще при помощи того или иного метода интерполированы, трудно ожидать вполне удовлетворительных

[103] См. любопытное мнение Г. Зильберглейта, высказавшего сомнение об осуществимости на практике метода реального поколения. H. Silbergleit, Die Lebensdauer der Bevölkerung, стр. 1096—1097 в «Bericht über den XIV Internationalen Kongress für Hygiene und Demographie», III Bd., II Theil, Berlin, 1908.

результатов [104]. То же имеет силу и по отношению к подобным построениям К. Пирсона [105] и Э. Разери [106].

При приложении теории вероятностей к средней продолжительности жизни и подобным ей величинам разделение это имеет также большое значение. Случай получения ее из наблюдений над реальной генерацией «лучше всего соответствует существу средней продолжительности жизни, — говорит В. И. Борткевич, — так как только тогда эта последняя величина получается, как средняя из определенных реальных величин продолжительности жизни». Эта величина в таком случае не представляет никаких затруднений для приложения теории вероятностей [107]. Далеко не то при фиктивном поколении [108].

Так же обстоит дело с вопросом, поднятым В. Лексисом, ожидающим своего точного статистического разрешения, влияет ли улучшение питания детей и лучшая забота о них только в том смысле, что мы увеличиваем на несколько лет жизнь младенцев, по самой природе своей нежизнеспособных, предназначенных к вымиранию, или же что они, пережив первые критические годы, становятся в более или менее одинаковые условия с другими детьми. Для статистического выяснения этого вопроса требуется построение таблиц смертности с самыми детальными подразделениями для реальных поколений детей в возрасте от 0 до 10 лет [109].

Вообще для правильного исследования влияния какого-нибудь постоянно действующего фактора, во избежание возможных ошибок в заключениях, необходимым является заполнение схемы для реального поколения. Состав группы во многих случаях текуч, что увеличивает сложность разрешения подобных проблем. Сюда следует отнести изучение влияния той или иной профессии, гражданского состояния и тому подобных факторов на продолжительность жизни [110], ибо влияние это, по общему правилу, не сказывается сразу вполне и целиком и продол-

---

[104] В. Лексис в письме к Л. Пероццо отмечает: «Моя теория по сути дела предполагает, что все смертные случаи в различных возрастных классах нормальной группы являются частью одной и той же первоначальной подопытной группы, т. е. что они вышли из одного и того же коллектива новорожденных. Для проверки теории надо, стало быть, сравнить результаты с подлинной таблицей смертности». См. статью L. Perozzo, Distribuzione dei morti per età, «Annali di Statistica», serie 2, vol V (1879), стр. 81. Ср. также W. Lexis, Abhandlungen.., стр. 117 и R. Benini, Principii di statistica, Firenze, 1901, стр. 48.

[105] K. Pearson, The Chances of Death, London, 1897.

[106] E. Raseri, La mortalità nei vari stadi della vita, «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. XI, 2 livr., St.-Pétersbourg, 1898, стр. 267—285.

[107] L. v. Bortkewitsch, Kritische Betrachtungen.., II Artikel, стр. 348. Лаплас первый применил теорию вероятностей к средней продолжительности жизни и брака. См. «Théorie des probabilités», Paris, 1812, стр. 408—418.

[108] L. v. Bortkewitsch, Kritische Betrachtungen.., II, стр. 350.

[109] См. W. Lexis, Abhandlungen.., стр. 87. «Кроме того, благодаря лучшему уходу и питанию детей, часто достигается только некоторое продление их жизни, смерть щадит их еще несколько лет, в то время как в менее счастливых общественных группах строгий отбор происходит быстро и беспрепятственно. Поэтому можно безоговорочно рассматривать как факт порядка закона природы (eine naturgegletzliche That sache), что значительная часть новорожденных детей действительно нежизнеспособна, что они имеют, так сказать, специфическую смертность. Максимум интенсивности этой смертности начинается еще до рождения, он приходится на самый день рождения, а последние отпрыски этой группы могут дожить до десятилетнего возраста».

[110] Ср. E. Blaschke, Vorlesungen über mathematische Statistik, Leipzig u. Berlin, 1906, стр. 20—21; J. Brownlee, Studies in the meaning and relationship of Birth and Death rates. III. The Constitution of Death — rate, «Journal of Hygiene», 1915 (July); С. А. Новосельский, Смертность и продолжительность жизни в России. Птг., 1916, стр. 20.

жается также и по выходе из сферы влияния подобных факторов, если они действовали на людей в течение достаточно продолжительного времени. К факторам подобного рода относится в страховании продолжительность его. Опыт показал, что смертность по возрасту для вновь вступивших в страховое общество и пробывших там то или иное число лет, весьма различна. В силу этого теоретики в настоящее время обычно рассматривают смертность населения как величину, зависящую от двух непрерывных факторов: возраста и времени наблюдения, а в страховании, кроме них, еще и от продолжительности его. Но точное теоретическое разрешение всех указанных выше проблем требует подобного же рассмотрения.

Э. Чубер неточно отмечает, что таблицы смертности для реального поколения имеют высочайшую научную ценность с точки зрения биологической, давая заключение об изменении жизненной силы населения [111]. Если бы мы обладали целым рядом таких таблиц для последовательных поколений, таблицы эти имели бы также и то преимущество, что из них можно было бы получить лишь приблизительную картину для фиктивной генерации. Картина эта не вполне соответствовала бы действительности потому, что меры смертности, брачности, рождаемости и т. д., относящиеся к однолетнему возрастному периоду и к однолетнему поколению, получены на основании данных, относящихся к двум годам наблюдения. Вычисляя вероятность умереть для младенцев от 0 до 1 года, родившихся в 1914 г., мы должны проследить их жизнь как в 1914, так и в 1915 г., так как дети, родившиеся 1 января 1914 г., либо переживут свой первый год жизни, либо умрут до 1 января 1915 г., когда им исполнится уже 1 год, в то время как родившиеся 31 декабря могут пережить свой первый год жизни только 31 декабря следующего 1915 г. Если бы мы имели дело с поколением в строгом смысле слова, т. е. с лицами, родившимися в один и тот же момент времени и притом в начале года, расхождения этого не наблюдалось бы.

В. И. Борткевич замечает, что «конечно, биометрической задаче (т. е. построению таблиц смертности и нахождению средней продолжительности жизни — *М. П.*) более соответствует исследование действительной генерации в отношении порядка ее вымирания, и это является в то же время идеальным требованием, которое не может быть напоминаемо статистику чересчур часто» [112]. Он, до известной степени, приближается, таким образом, к Г. Мейеру [113] и Г. Цейнеру [114], который, впрочем, в одном месте замечает: «Последнее время стремления направлены были только на установление таких (реального поколения) таблиц, но все-таки таблицы первого вида (фиктивного поколения) имеют с точки зрения общего статистического смысла одинаковую с ними научную ценность», обладая в то же время тем преимуществом, что их можно вычислить на основании наблюдения за короткое время [115].

---

[111] E. Czuber, Wahrscheinlichkeitsrechnung, II, стр. 107—108.

[112] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, Jena, 1893, стр. 47.

[113] G. Meyer, Die mittlere Lebensdauer, «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», XV Jahrgang (1867).

[114] G. Zeuner, Abhandlungen aus der mathematischen Statistik, Leipzig, 1869, стр. 81.

[115] Там же, стр. 53—54. Он называет эти типы заполнения схемы «таблицей смертности современников» и «таблицей смертности определенной генерации» (стр. 53). Честь ясного разграничения этих типов он совершенно несправедливо приписывает себе. «До сих пор, — говорит он, — еще не проводили ясно этого различия» (стр. 53). Хотя и трудно представить себе, что этот выдающийся ученый не знал многих трудов своих предшественников, а до всего доходил самостоятельно, все же, надо

Не следует все же упускать из виду, что при этом методе одно и то же физическое и психическое существо подвергается действию самых разнообразных внешних факторов в течение 100 лет. Имея ряд таких таблиц для многих поколений, нельзя все же сделать заключение об изменении жизненной силы населения в узком смысле слова. Полученные различия являются результатом комбинированного действия внутренних и внешних факторов, причем последние проявляют свое действие путем видоизменения силы первых, и сами они подвержены значительным колебаниям, которые не имеют ничего общего с изменением жизненной силы исследуемого населения.

Фактически все же большинство авторов не придает большого значения вычислению таблиц смертности для поколения реального главным образом ввиду того, что смертность для каждого возрастного класса относится здесь к разному времени наблюдения, в то время как она подлежит изменению во времени. Указывают также, что благодаря миграции населения вычисление такой таблицы для целых народонаселений представляется делом почти невозможным, в то время как для поколения фиктивного значение этого фактора сравнительно ничтожно [116]. Последнее возражение, относясь только к методу массового наблюдения, не имеет абсолютной силы. Мотив этого предпочтения, по общему правилу, чисто практический. «Таблица смертности, — говорит Э. Чубер, — для (реального) поколения никогда не дала бы ничего иного, кроме исторического сведения об уже вымершей человеческой массе, — сведения, которыми, строго говоря, непозволительно пользоваться при суждении о настоящем» [117] («Очерки, III, § 11, стр. 225—231).

Критика метода фиктивного поколения

(§ 12). Иное положение имеет место при втором методе. Исторически он получился не путем теоретических рассуждений в то время, когда идеи кетлетизма прямо или косвенно сильно влияли на умы современников, а просто благодаря тому, что недоставало материалов для заполнения схемы по первому методу. Заполняя общую схему на основании вычисленных для известного времени вероятностей или же коэффициентов смертности, брачности, рождаемости и т. д. для лиц разных поколений, строят гипотетическую таблицу, приняв, таким образом, в расчет только действия естественных и социальных причин, вызвавших эти явления в течение исследуемого времени наблюдения.

Первым ученым, ясно выдвинувшим задачи изучения условий смертности настоящего времени в противоположность изучению ее на протяжении 100 лет, был А. Кетле, который, правда, не имел вполне ясного и точного представления о правильном построении таблиц смертности для реального и фиктивного поколения [118].

полагать, что в этом случае, равно как и в других, Г. Цейнер не знал о существовании важнейших работ, касающихся тех же проблем, над разрешением которых он работал. См. замечания Каннера (M. Kanner) в статье «Allgemeine Probleme der Wahrscheinlichkeitsrechnung», «Journal des Collegiums für Lebens — Versicherungs — Wissenschaft zu Berlin», II Bd. (1871), стр. 38—39 и K. Becker, Zur Berechnung von Sterbetafeln, «Commission Permanente du Congrès International de Statistique. Mémoires», St.-Pétersbourg, 1876, стр. 259.

[116] L. v. Bortkiewicz, Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln, «Handwörterbuch der Staatswissenschaften», 3 Aufl., VII Bd., Jena, 1910, стр. 934—935.

[117] E. Czuber, Wahrscheinlichkeitsrechnung.., 2 Bd., 2 Aufl., стр. 108. Ср. также W. Lexis, Abhandlungen.., стр. 26, 28; E. Levasseur et M. Huber, Durée de la vie de la population, «Bericht über den XIV Internationalen Kongress für Hygiene und Demographie. Berlin 23—29 September 1907», III Bd., II Teil, Berlin, 1908, стр. 1090; С. А. Новосельский, Смертность и продолжительность жизни в России, Птг., 1916, стр. 20—21.

[118] «Для того, чтобы получить сколько-нибудь точное представление о современной смертности в какой-либо стране, надо менее обращаться к таблицам смертности

Самым решительным и убежденным противником таблицы смертности для фиктивной генерации является Г. Мейер [119], который был к тому же первым ученым, подвергшим их научной критике главным образом с точки зрения вычислений средней продолжительности жизни. Таблицы смертности для фиктивного поколения «не дают все же реальных статистических чисел, — говорит он. — Они относятся только к определенному году наблюдения или другому краткому периоду времени, а не к генерации. Они не содержат никакого порядка вымирания, а только ряд вероятностей смерти и дожития. На основании их нельзя вычислить среднюю продолжительность жизни в собственном смысле слова, а только ожидаемую. Таблицы эти дают не статистические, а только гипотетические числа, они могут быть хороши поэтому как основа для обществ страхования жизни, но на основании их данных нельзя установить исследований о состоянии народного благосостояния» [120]. Все же ему приходится сознаться, что метод реального поколения в его абсолютной форме провести нельзя в силу повсеместно наблюдаемой миграции населения. О смертности эмигрантов и иммигрантов приходится судить на основании ряда гипотез [121].

Следует отметить, что Г. Мейер неверно понял известную цитату из П. С. Лапласа о методе вычисления таблиц смертности. Он заявляет, что за 50 лет до появления его статьи П. С. Лаплас указал на правильный метод вычисления таблиц смертности для реального поколения и средней продолжительности жизни, но что честь практического проведения его в жизнь принадлежит Ф. Б. В. Герману, который сделал это в своих «Beiträge zur Statistik des Königreichs Bayern».

Из этого сопоставления явствует, что широкое, всеобъемлющее определение П. С. Лапласа, которое, базируясь на индивидуальном методе, может быть одинаково приложено как к реальному поколению, так и к смешанному методу, когда все случаи наблюдения относятся к умершим, родившимся в самое разнообразное время, и для которого необходимым

чем к смертности в каждом возрасте, непосредственно исчисленной на основании новейших документов. Таблицы смертности в том виде, как их обычно исчисляют, смешивают воедино весьма различные элементы: они заодно знакомят с результатами современной смертности и теми, которые имели место более ста лет тому назад, не принимая при этом во внимание колебаний роста или падения, которые население могло иметь. Современною смертностью я считаю вероятность для людей каждого возраста прожить еще один год. Величину ее, очевидно, исчисляют с большей точностью в том случае, когда ее можно вывести непосредственно на основании результатов переписи и чисел умерших в записях гражданского состояния. Это я и сделал в новой таблице». См. A. Quetelet, Sur les tables de mortalité et de population, «Bulletin de la Commission Centrale de Statistique», t. V, Bruxelles, 1853, стр. 23.

[119] Он говорит о «действительном порядке вымирания» или о статистических числах, которые относятся к генерации.

[120] G. Meyer, Die mittlere Lebensdauer.., стр. 16—17.

[121] G. Meyer, Там же. В этой связи небезынтересным представляется отметить любопытную попытку устранения при сводке влияния миграции. Сущность этого метода заключается в том, что сводке и разработке подвергаются карточки, относящиеся только к уроженцам местности, где производится исследование, или вообще к избранному кругу лиц. Этот метод несправедливо приписывают известному венгерскому статистику И. Кёрёши, который, впрочем, дошел до него, по-видимому, самостоятельно. И. Кёрёши в своем докладе IX Международному статистическому конгрессу в Будапеште «Welche Grundlagen hat die Statistik zu beschaffen um richtige Mortalitäts-Tabellen zu gewinnen?», где он выдвигает этот проект, на стр. 115 приводит письмо Э. Энгеля, где последний указывает, что он имел в виду осуществить подобный проект в 1850-е годы для Саксонии и собирал для этого материалы. Блок (M. Block) в своем Traité théorique et pratique de statistique, 2 éd., стр. 221, а за ним Левассер (E. Levasseur) и Юбер (M. Huber) на стр. 1090 цитированной нами статьи приписывают честь изобретения этого метода Вильо (Villot), заведовавшему статистикой Парижа в эпоху реставрации, который попытался применить его

представляется только наличие демографических биографий уже вымерших людей, Г. Мейер относит лишь к поколению реальному [122]. П. С. Лаплас не развил свои идеи, но, сопоставив указанный им метод с его дальнейшими замечаниями, можно было бы получить весьма удобные исходные положения для общих теоретических построений.

«Столько изменчивых причин влияет на смертность, — продолжает он, — что таблицы, ее представляющие, следует вновь вычислять соответственно месту и времени.

Различные профессии (états) представляют в этом отношении чувствительные различия в отношении трудностей и опасностей, неразрывно связанных со всяким занятием, которые необходимо нужно принять в расчет при вычислениях, основанных на продолжительности жизни. Эти различия не были еще в достаточной мере исследованы, но придет время, когда они будут известны, и тогда будут знать, какое пожертвование человеческой жизни требует каждая профессия, и знание это употребят с пользой для уменьшения этих опасностей» [123].

В том же году, что и Г. Мейер, но несколько позже, издал свою известную работу К. Беккер «Zur Theorie der Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen» [124]. Он касается в ней также вопроса о двух типах построения таблиц смертности, называя их таблицами для «идеальной и реальной или действительной генерации», причем подвергает, между прочим, критике соображения Г. Мейера. Уже в своем определении таблицы смертности он охватывает оба типа.

Прежде всего К. Беккер совершенно справедливо отмечает односторонность построений таблиц Г. Мейера. Разграничение средней и ожидаемой продолжительности жизни правильно, поскольку не предполагают, что смертность в течение ряда лет остается той же, так как в этом случае последняя величина была бы в то же время и средней продолжительностью жизни фиктивной генерации. Все же «непонятно, почему ожидание жизни, вычисленное на основании смертности за определенное время, не должно вести при статистических целях по мень-

---

в 1828 г. На самом деле это не что иное, как метод индивидуального наблюдения, и как таковой он впервые был применен (хотя и не вполне чистой форме) в 1742 г. Керсебумом (W. Kerseboom), а затем Депарсье (A. Deparcieux) (1746) и в ясной и определенной форме описан в вышеприведенной цитате в 1814 г. Лапласом. См. об этом в наших «Очерках по истории статистики в XVII—XVIII веках», М., 1945.

[122] G. Meyer, Die mittlere Lebensdauer.., стр. 17. В то же заблуждение впали J. J. Kummer, Annales de Démographie internationale, 6 année (1882), стр. 157, а также E. Levasseur et M. Huber, Durée de la vie de la population, «Bericht über den XIV Internationalen Kongress für Hygiene und Demographie», III Bd., II Teil, Berlin, 1908, стр. 1089. Заблуждение это разделяет и русский исследователь С. А. Новосельский, который изобрел даже новый термин — «метод Лапласа». См. его работу «Смертность и продолжительность жизни в России», Птг., 1916, стр. 16 и след. Истинный смысл заявления П. С. Лапласа ясно виден при сравнении текстов изданий «Essai philosophique sur les probabilités» 1814 и 1825 гг. «Способ составления таблиц смертности очень прост. Берут из записей рождений и смертей большое число детей, которых прослеживают в течение их жизни, определяя, сколько из них осталось в живых в конце каждого года их возраста, и записывают это число рядом с концом года...», изд. 1814 г.

В пятом издании (1825) на стр. 174—175 П. С. Лаплас пишет: «Способ составления таблиц смертности весьма прост. Из записей рождений и смертей берут большое число индивидуумов, рождение и смерть которых обозначены. Определяют, сколько душ из этих индивидуумов умерло на первом году их жизни, сколько на втором и так далее. На основании этого находят число живых индивидуумов в начале каждого года и пишут это число в таблице, рядом с тем числом, которое обозначает год. Так, рядом с нулем — число новорожденных, рядом с 1 годом — число детей, которые дожили до одного года, и так далее».

[123] P. — S. Laplace, Essai philosophique.., 1814, стр. 66.

[124] «Statistische Nachrichten über das Grossherzogthum Oldenburg», 9. Heft, Oldenburg, 1867.

шей мере к таким же важным результатам, как и средняя продолжительность жизни, вычисленная на основании смертности за разное время»[125] («Очерки», III, § 12, стр. 231—235).

Значение гражданского года наблюдения. Р. Бёк

(§ 13). Некоторые теоретические построения Р. Бёка могут быть использованы с большой пользой для освещения вопроса о таблицах для реального и фиктивного поколения. Этого автора, труды которого, весьма важные в теоретическом отношении, опубликованы главным образом в разных официальных изданиях Берлина, следует отнести к сторонникам метода фиктивного поколения по преимуществу. Р. Бёку принадлежит любопытная, хотя и не лишенная слабых сторон, попытка выяснить с точки зрения статистической методологии значение гражданского года как единицы меры времени при исследованиях смертности.

«Так как речь идет постоянно только о том, чтобы охарактеризовать отношения определенного и ограниченного (in sich geschlossenen) времени,— говорит Р. Бёк,— и так как всякий гражданский год образует собою совокупность, которая имеет определенные, закономерно повторяющиеся изменения, эта граница и есть научно рекомендуемая, и кто ее оставляет или же не соглашается с этим, тот оставляет почву научной статистики». На первый взгляд может показаться, что это нечто само собой разумеющееся и потому не нуждающееся в том, чтобы его усиленно подчеркивали, но этот старый статистический принцип уже столь позабыт, что отдельные видные ученые вводят себя в заблуждение, полагая, что правильная таблица смертности может быть конструирована при помощи поделенных совокупностей смертных случаев для двух смежных годов наблюдения[126].

В работе, приготовленной Р. Бёком для XIV Международного конгресса гигиены и демографии, «Die fünfzig Sterbetafeln», изданной в трудах конгресса уже после его смерти в 1907 г., он более подробно останавливается на этих идеях. Прежде всего он отмечает, что практически очень трудно получить числа современников в конце (или начале) гражданского года для времени, промежуточного между переписями. Между тем совокупности эти являются одним из элементов, входящих в расчеты при вычислениях правильных таблиц смертности, благодаря чему необходимым представляется хотя бы приблизительное перспективное исчисление будущего народонаселения на известное время (Fortschreibung der Bevölkerung). Главное преимущество таких исчислений народонаселения, основанных на учете движения всех поколений, то, что они позволяют сделать полное сравнение живых и умерших и вследствие этого также вычисление самой таблицы смертности. С этой точки зрения вполне правильно требовали в позднейшее время сводки не по возрастным периодам, а по отдельным годам возраста. «Поразительно, что до настоящего времени все еще не могут согласиться с тем, что смертные случаи для всякого отдельного календарного года равным образом представляют необходимую единицу счета при рассмотрении смертности». Всякий год, с изменением времен его, заключает в себе кругообороты, которые не представляются одинаковыми по отношению к подъему и падению отдельных элементов движения народонаселения. Кругообороты эти, проявляющиеся в числах месяца, хотя и должны быть приняты во внимание при вычисле-

[125] «Statistische Nachrichten über das Grossherzogthum Oldenburg», 9 Heft, Oldenburg, 1867, стр. 250.

[126] «Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin», XXV Jahrgang (Statistik des Jahres 1898), Berlin, 1900, стр. 92.

ниях таблицы смертности, но «сама таблица не предназначена выражать их, а должна как раз показывать общее отношение». Всякий гражданский год может рассматриваться как замкнутый круг, несмотря на то обстоятельство, что в начале и в конце он примыкает к другим, причем календарный переход не всегда совпадает с переходом в другой метеорологический период. В сущности нельзя указать никакого другого периода времени, который составлял бы столь естественную единицу счета, как год [127]. Соединение случаев наблюдения отдельных годов по децимальной системе имеет свои достоинства, но пятилетние или десятилетние периоды неодинаковым образом вклиниваются в значительные движения отдельных, подлежащих изменению во времени элементов. Такие периоды — путем сопоставления их с отдельными годами — могут выяснить их отклонение друг от друга, но они не представляются реальным целым, так как им «недостает статистической своеобразности». К тому же то обстоятельство, что при расчетах смертности имеют дело с абсолютными числами для таких больших периодов, само по себе грешит против статистической методологии. Это можно допустить лишь в силу необходимости. Смертность больших периодов времени правильно получается скорее как средняя из таблиц для отдельных годов [128].

В соответствии с этими воззрениями находится предложенный и примененный Р. Бёком метод исчисления таблиц смертности, брачности и т. п. Главной отличительной чертой его является построение таблиц для фиктивного поколения, используя меры смертности, брачности и другие только за один год наблюдения. Благодаря этому, применяя метод Р. Бёка, мы заполняем общую схему для фиктивного поколения в практически наиболее чистом ее виде, что и является, на наш взгляд, главным преимуществом этого метода.

Р. Бёк несомненно прав, доказывая и усиленно подчеркивая особое статистическое значение гражданского года при измерениях массовых явлений, входящих в сферу статистики населения и моральной. Трудно сомневаться, что нет другой более естественной счетной единицы времени, хотя и она не безупречна ввиду неравенства простого и високосного года, что вносит, во всяком случае, элемент неравенства в эти расчеты. Не связав свою теорию с рассмотрением методов фиктивного и реального поколения и к тому же ошибочно приписав таблице смертности чересчур узкие задачи, он этим сильно уменьшил ценность своих положений. Совершенно ошибочным представляется его взгляд, что таблица смертности и вместе с тем общая схема представления демографических массовых явлений предназначены выражать только общие результаты всего года. Схема эта имеет универсальное значение, и влияние, скажем, времен года на массовые явления статистики населения и моральной может и должно быть исследуемо при ее помощи так же, как влияние той или иной профессии, пола, дохода и т. п., хотя это в сущности и не противоречит взгляду Р. Бёка, что единственной естественной единицей счета является год. Заполнив схему для фиктивного поколения на основании опыта одного года, мы, таким образом, нивелируем все различия внутри его и даем средние результаты для этого замкнутого периода в целом, который является таковым не только в силу естественных, но также, до извест-

---

[127] Ср. E. Mischler, Handbuch der Verwaltungsstatistik, I Bd., Stuttgart, 1892, стр. 88—89.

[128] «Bericht über den XIV Internationalen Kongress für Hygiene und Demographie. 23—29 September 1907», III Bd., II Teil., Berlin, 1908, стр. 1076—1077.

ной степени, и социальных факторов [129]. К теоретическим соображениям присоединяется еще то практическое обстоятельство, что статистические первоначальные данные обычно сводятся по годам наблюдения, а это, в общем, приводит к необходимости признать год за нормальный период времени наблюдения при построении таблиц для фиктивного поколения, что не исключает возможности и даже необходимости исследования влияния времени наблюдения на массовые явления демографической статистики. Не связав свою конструкцию с разбором обоих типов построения таблиц, Р. Бёк преувеличил, таким образом, значение метода фиктивного поколения («Очерки», III, § 13, стр. 235—239).

Общее заключение о методах реального и фиктивного поколения

(§ 14). Оба метода построения таблиц для реального и фиктивного поколения, имея свои достоинства и недостатки, являются необходимыми для разрешения разных научных проблем. Метод поколения фиктивного, будучи вначале вызван обстоятельствами чисто практическими — невозможностью вычисления таблиц смертности для реального поколения, начинает постепенно обрисовываться как единственный способ исследования влияния ряда причин, лежащих вне населения и присущих известному времени наблюдения. Ввиду особенностей массовых явлений демографической статистики и ее методов влияние это может быть исследовано только суммарно и притом порой путем применения теории вероятностей, указывающей в сомнительных случаях, изменилась ли сила действия комплекса общих условий, вызвавших данное явление. При строго теоретическом рассмотрении время исследования должно быть бесконечно малой величиной, практически же наиболее совершенным периодом следует признать гражданский год ввиду его своеобразных особенностей [130].

Имея значительное количество таких таблиц для фиктивных поколений, можно, хотя и не совсем точно, реконструировать таблицы для поколений реальных. Здесь получается расхождение, подобное уже разобранному нами о реконструкции поколения фиктивного. В первом случае неточность получается вследствие того, что смертные случаи, вступление в брак и другие явления у поколения одного гражданского года для однолетних возрастных периодов распределяются между двумя календарными годами, а во втором — меры этих явлений, вычисленные для однолетних возрастных групп и для одного года наблюдения, относятся к поколениям двух смежных годов [131]. С этой точки зрения совершенно неправильным представляется мнение Г. Мейера, хотя и высказанное им для частного случая, но имеющее общее значе-

---

[129] См. любопытные соображения Контенто (Aldo Contento) о смертности по месяцам, неделям и т. д. в «Teoria statistica generale e demografia», Milano, 1909, II, стр. 249—250. Бенини (R. Benini) на основании помесячных данных о вступлениях в брак в Италии за 1872—1901 гг. при помощи весьма остроумного метода вычислил числа вступающих в брак по дням недели и доказал, что существуют два максимума (четверг и воскресенье) и два минимума (вторник и пятница), подтвердив, таким образом, итальянскую пословицу «di Venere e di Marte non si sposà ne si parte» («в пятницу и во вторник в брак не вступают и не разлучаются»). См. «Sul modo di ricavare la periodicità settimanale di un fenomeno di cui son date le variazioni solo per mesi», «Giornale degli Economisti», XXIV (1904), стр. 307—317.

[130] Ср. замечание В. И. Борткевича в IV томе работ XIV Международного конгресса гигиены и демографии, стр. 735.

[131] При применении метода Р. Бёка эта особенность устраняется, и на основании ряда таблиц для фиктивных поколений можно воссоздать таблицы для поколений реальных.

ние: «Так как мы не имеем ни одной таблицы смертности, которая давала бы действительно среднюю продолжительность жизни... само собою понятно, что утверждения о значительном ее увеличении, как это мы видим у многих авторов, лишены всякого основания. Хотя увеличение средней продолжительности жизни ввиду прогресса медицины, введения предохранительного оспопрививания и т. д. a priori вероятно, но строгое доказательство этого не может быть приведено» [132].

В некотором отношении метод реального поколения представляется на первый взгляд имеющим известное преимущество по сравнению с методом фиктивного. Научная и практическая ценность его результатов представляется, так сказать, абсолютной ввиду того, что здесь мы имеем дело с фактами, относящимися к одному и тому же составу лиц на протяжении всей их жизни. Но все же ценность такого знания невелика. Влияние миграции значительно отражается на составе населения при построении таблиц для городского населения. С другой стороны, исследуя жизнь поколения реального, мы в то же время, отмечая только окончательные результаты, обязательно включаем в расчеты влияние другого переменного фактора — всех причин, лежащих вне человека, которые, как показывает опыт, не остаются неизменными.

Равным образом, заполняя общую схему для поколения фиктивного, мы для научности всех выводов, как и в первом случае, принуждены прибегать к гипотезе «равенства всех прочих условий», т. е. в первом случае причин внешних, а во втором — лежащих в самом населении. Изучая, скажем, влияние лучшего питания и ухода за малолетними детьми на их смертность, мы должны построить для них таблицу смертности реального поколения. Для научной бесспорности результатов исследования требуется, чтобы не наблюдалось ничего экстраординарного среди других факторов, влияющих положительно или отрицательно на смертность детей, как опасная заразительная болезнь, резкие перемены погоды и т. п. Гипотезы эти, в особенности для явлений, зависящих в очень значительной степени или преимущественно от социальных факторов, как брачность, преступность, а за последнее время рождаемость, во многих случаях заставляют отдать скорее предпочтение методу фиктивного поколения ввиду значительной изменчивости социальных отношений за последнее время. Обращение при научных построениях к подобным, не всегда оправдываемым на практике гипотезам [133] является обычным в социальных науках, стоит только вспомнить принцип хозяйственного эгоизма в политической экономии капитализма. Ценность полученных результатов не может быть отвергнута путем простого указания, что подобная гипотеза не всегда на практике применима. Представляется необходимым принимать также во внимание степень гипотетичности подобного допущения («Очерки», III, § 14, стр. 239—242).

---

[132] G. Meyer, Die mittlere Lebensdauer.., стр. 21.

[133] При измерении последовательного роста людей в антропологии применяются методы, подобные таблицам для реального и фиктивного поколения. Рост группы ровесников подвергается в течение их жизни ряду измерений, а, с другой стороны, для получения подобных величин подвергают измерению рост значительного числа современников.

ГЛАВА III

МЕРЫ ИНТЕНСИВНОСТИ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ЯВЛЕНИЙ И ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ РАЗНЫХ СОСТОЯНИЙ

Предварительные замечания

В жизни людей происходит неисчислимое множество самых разнообразных явлений. Некоторые из них имеют более или менее существенное значение для личной или общественной жизни. Такие явления могут регистрироваться государственными, общественными и иными органами, если они связаны с известными правами и обязанностями граждан или же если они представляют общий интерес для соответствующих органов. Записи эти первоначально возникли с целью установления прав и обязанностей людей разных общественных групп, сводки же этих записей производились только в случаях настоятельной необходимости. В процессе исторического развития такие сводки сделались практически необходимыми, а вместе с ними возникла потребность в исчислениях мер интенсивности наступления тех или иных явлений среди населения всей страны или же известных категорий ее жителей.

Наряду с мерами интенсивности демографических явлений существуют меры разных состояний, в которых находятся люди: продолжительность жизни вообще, а также продолжительность пребывания в жизни брачной, в состоянии бездетности, трудоспособности, инвалидности, заболевания и др.

Наличные меры интенсивности демографических явлений и продолжительности разных состояний требуют к себе критического отношения. Трехсотлетняя история демографии наполнена ходячими неправильными положениями и утверждениями относительно логически-математической природы разных мер. Каких только «научных» выводов и «открытий» не сделали (и не делают) относительно тех или иных вопросов материальной части демографии? [134].

Теоретическим вопросам, относящимся к мерам демографических явлений, посвящена наша монография «Очерки по теории статистики населения и моральной» (1916), исторические характеристики этих вопросов даны в наших работах по истории статистики.

В дальнейшем мы охарактеризуем меры интенсивности и продолжительности состояний, как это сделано в наших «Очерках».

(§ 15). При оценке мер, применяемых в демографической статистике, следует рассматривать их с четырех точек зрения:

1) в зависимости от того, что хотят знать и что вследствие этого хотят выразить данной мерой;

---

[134] История создания методологической части демографической статистики до начала XIX в. изложена в нашей монографии «Очерки по истории статистики XVII—XVIII веков», М., 1945.

2) в зависимости от логически-математического характера ее получения или соответствует ли тот или иной метод ее вычисления логической природе этой меры, тем или иным образом характеризующей изучаемое явление;

3) в каком отношении находится мера к общей схеме представления демографических массовых явлений и процессов, предназначенной охватить всю совокупность этих явлений в единой форме, позволяющей произвести их сравнительную оценку и сделать выводы, относящиеся ко всем их взаимоотношениям;

4) насколько данная мера пригодна для тех или иных сравнений по времени или месту.

Давая абсолютную и относительную меру массовых явлений, мы, по самой природе нашей психологии, сознательно или бессознательно стремимся дать оценку данного явления путем сравнения его меры с другими. Сравнение играет поэтому весьма важную роль в демографической статистике, одной из научных задач которой является определение степени пригодности разных мер для этой цели («Очерки», V, § 15, стр. 350).

1. Общие понятия. Приближенные значения мер интенсивности демографических явлений

Общие замечания о мерах интенсивности

(§ 3). Понятие интенсивности характеризует собой частоту какого-либо явления в известной среде. Будучи относительным числом, она представляется обычно в виде правильной дроби. Факт, что сила действия комплекса причин, который вызывает то или иное массовое явление статистики населения, по общему правилу, изменяется с течением времени, приводит к необходимости исследования частоты либо для известного периода времени, либо для разных мгновений. Числителем этого относительного числа при исследованиях интенсивности явлений для разных периодов времени является число случаев особого рода, вышедших из основной совокупности, знаменатель же может быть двоякий, в зависимости от чего и стоит значение мер интенсивности.

В качестве знаменателя можно брать основную совокупность, т. е. исходное число индивидуумов, среди которых в течение известного времени наступило то или иное число случаев изменения первоначального состояния, в котором находились все они в начале времени наблюдения. Относительное число, конструируемое таким образом, имеет форму математической вероятности, вследствие чего В. Лексис и называет все числа, имеющие подобный вид, «статистическими вероятностями», безотносительно к тому, может ли им быть приписано значение математической вероятности, — вопрос, который не относится к чисто формальному рассмотрению методов измерения массовых явлений демографической статистики [135]. С другой стороны, в качестве знаменателя можно брать среднее население за время наблюдения или, как рекомендует В. И. Борткевич [136], время, прожитое исследуемой совокупностью в течение времени наблюдения, — величины, численные значения которых одинаковы. Мера эта, природа которой оставалась в течение долгого времени без научного освещения и которая часто принималась за

---

[135] Ср. L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, Jena, 1893, стр. 2, сноска 2.

[136] L. v. Bortkiewicz, Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln, «Handwörterbuch der Staatswissenschaften», 3 Aufl., 7 Bd., Jena, 1910, стр. 932.

первую из этих двух величин (Л. Мозер, А. Кетле и др.), носит название «коэффициента» смертности, брачности и т. п.

На практике применяют четыре меры интенсивности массовых явлений, и потому необходимым представляется выяснение природы каждой из них, а также и их взаимоотношений. Наиболее известной является обычная вероятность смерти, вступления в брак и тому подобных явлений. Эта вероятность получается путем деления числа случаев данного вида, имевших место в первоначальной совокупности в течение определенного времени наблюдения, на число лиц, из которых они вышли (совокупность в начале времени наблюдения).

Из остальных трех мер так называемая «сила» имеет дело со случаями изменения первоначального состояния в данный момент, вернее, в бесконечно малый промежуток времени наблюдения. Коэффициент, или средняя сила, хотя и есть мера для всего периода, но здесь принимается во внимание число индивидуумов, имеющихся налицо во всякое мгновение. Наконец, так называемая «независимая вероятность» — это сумма результатов, которые получились бы, если бы исследуемая причина (смерть, вступление в брак и т. п.) действовала на совокупность, изменяющуюся в силу действия только этой причины. Она предназначена выражать интенсивность такого изменения первоначальной совокупности за известный период времени, которое получилось бы, если бы изменения за бесконечно малые промежутки времени постоянно относились к совокупности в начале каждой этой частицы времени наблюдения.

Вероятность, как мера прерывных причин, не вызывает никаких возражений, что же касается до непрерывных — влияние их на массовые явления устанавливается неполно. Это обусловливается тем обстоятельством, что: 1) сила причины изменяется на протяжении единицы времени, в то время как вероятность дает единый результат на основании суммы всех изменений, и 2) причина эта действует на постоянно изменяющуюся массу индивидуумов. Кроме этого, практическими неудобствами вероятности является то, что величина ее не стоит в прямом отношении ко времени наблюдения и, наконец, что вероятность не может быть непосредственно приложена к открытым населениям с наличием миграции [137] («Очерки», IV, § 3, стр. 249—251).

«Сила смертности»

(§ 4). Наиболее существенную роль на практике имеет коэффициент. Теоретическое значение силы весьма велико. Это не только мера, свободная от вышеуказанных недостатков вероятности, но она, давая возможность выяснить роль и значение остальных мер, является в то же время средством для нахождения удобных формул при переходе от вероятности для одного периода времени к другому, что является необходимым во многих случаях. Силу обыкновенно определяют как дробь, числитель которой — отношение между случаями изменения состояния для бесконечно малого времени и этим последним, а знаменатель — совокупность, из которой вышли случаи изменения, или же, полагая, что эта совокупность равна единице, как предел отношения между изменением для единицы случаев в течение бесконечно малого промежутка времени и этим последним.

Значение и смысл силы можно выяснить на примере измерения смертности населения. Предположим, что, пользуясь тем или иным критерием, мы образовали группу лиц P, которая и подвергнута наблюдению в отношении ее смертности в течение n лет. Из этой группы

[137] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, Jena, 1893, стр. 7.

умерло число лиц M, а $P—M$ живут в конце времени наблюдения. $M/P=q$ будет представлять статистическую вероятность умереть за это время. Для общности построений совокупность P следует представить себе в самом общем виде, т. е. как современников, ровесников или же вообще лиц, соединенных нами по наличию того или иного признака. Не представляется необходимым также, чтобы календарное время наблюдения было во всех случаях одно и то же, т. е. чтобы оно совпадало для всех индивидуумов из совокупности P. Ее можно образовать, взяв за начальный пункт индивидуального времени наблюдения время вступления каждого индивидуума в то или иное состояние, а за конечный — прекращение этого состояния. Можно вычислять, таким образом, не только вероятность смерти, брака и т. д. для определенного времени, но также и для продолжительности какого-либо состояния, примером чего служит измерение интенсивности смертности за время пребывания в больнице, на военной службе и т. п. К случаям этого рода относятся также исследования интенсивности массовых явлений статистики населения и моральной для ровесников, т. е. для лиц, переживших один и тот же возраст. Они переживают его в разное календарное время, но соединяются нами в одну и ту же совокупность на основании факта этого дожития. В этом случае задачей исследования является определение интенсивности массовых явлений для одного и того же возрастного периода, равного для всех лиц, входящих в исследуемую совокупность [138].

Образовав при помощи того или иного критерия совокупность живых P, делят время наблюдения на бесконечно малые промежутки и образуют для них понятие вероятности смерти. Время является при этом независимой переменной, которую обозначают через t, и вероятность умереть в течение бесконечно малого промежутка времени dt равна произведению

$$\mu(t)\,dt, \qquad (1)$$

где $\mu(t)$ — конечная положительная величина. Вероятность эта, будучи произведением величины конечной на бесконечно малую, есть тоже величина бесконечно малая. Она может быть различной для каждого промежутка времени dt в силу того, что она содержит множитель $\mu(t)$, величина которого изменяется с течением времени. Величина $\mu(t)$ носит название «силы смертности» (force of mortality, taux de mortalité, Sterblichkeitskraft, forza di mortalità). Это не вероятность, ее скорее можно охарактеризовать, как полагает В. И. Борткевич, как «густоту вероятности смерти» («Dichtigkeit der Sterbenswahrscheinlichkeit») [139].

Речь о ней может идти только тогда, когда смертные случаи, вступление в брак и тому подобные явления рассматривают как непрерывную функцию возраста, времени наблюдения — вообще продолжительности какого-либо состояния, которое всегда измеряется временем. Другими словами, при конструкции силы предполагают, что бесконечно малому приращению независимой переменной (время) соответствует

---

[138] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, Jena, 1893, стр. 2—4, 12—14.

[139] Меру эту ввел в науку Гомперц (B. Gompertz) в работе «On the Nature of the Function expressive of the Law of Human Mortality», «Philosophical Transactions», 1825. Он не дал ей никакого названия. T. R. Edmonds (Эдмондс), Life Tables, London, 1832 и F. G. T. Neison (Нисон), Contribution to Vital Statistics, London, 1845 назвали эту меру «напряжением жизни» (intensity of life), а W. S. B. Woolhouse (Вулхаус) — «силой смертности».

бесконечно малое приращение функции (изменение основной совокупности благодаря смертным случаям, бракам или другим явлениям).

По формуле (1) вероятность смерти для бесконечно малого промежутка времени dt равна $\mu(t)dt$, откуда следует, что сила смертности равна вероятности, деленной на этот промежуток. Символически величина силы смертности обычно изображается как

$$\mu(t) = -\frac{1}{P(t)} \cdot \frac{\Delta P(t)}{\Delta t} \quad \text{или} \quad -\frac{1}{l_x} \cdot \frac{\Delta l_x}{\Delta x}, \tag{2}$$

где $P(t)$ — любая совокупность живых в начале времени наблюдения t; $\Delta P(t) = P(t + \Delta t) - P(t)$ — бесконечно малое приращение $P(t)$; l_x, Δl_x, Δx — те же величины для переживших возраст x по таблице смертности, к которым обычно относят эту величину.

Совокупности живых $P(t)$ и l_x при этом с течением времени непрерывно убывают, вследствие чего их «приращение», представляющее собой смертные случаи, есть величина отрицательная.

То, что сила смертности не есть вероятность, можно показать еще следующим образом. Из пропорции

$$\Delta t : 1 \text{ (год)} = \frac{-\Delta P(t)}{P(t)} : z$$

следует, что

$$z = -\frac{1}{P(t)} \cdot \frac{\Delta P(t)}{\Delta t},$$

т. е. z переходит в выражение для силы смертности, если мы величину Δt беспредельно уменьшим.

Сила смертности, будучи величиной, зависящей от возраста, варьируется при переходе от одного возраста в другой, выражая быстроту, с которой в данный момент времени та или иная совокупность индивидуумов уменьшается благодаря смертности.

Вероятность умереть в бесконечно малый промежуток времени зависит от двух факторов: силы смертности и времени Δt, из которых первый, будучи функцией времени, может быть для разных частиц различным.

Сила смертности (и других массовых явлений демографической статистики) является с теоретической точки зрения безукоризненной мерой вследствие отсутствия указанных недостатков вероятности, а также ввиду того, что вообще мера, конструируемая таким образом, пригодна как мерило массовых явлений. Чем больше $\Delta P(t)$ при одном и том же $P(t)$ и Δt, тем значительнее должна быть интенсивность рассматриваемого явления [140].

Общая связь между силой смертности и вероятностью для какого-либо промежутка времени (t_1—t_2) выражается формулой (9) приложения к этому очерку (см. стр. 124)

$$q(t) = 1 - e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu(t)dt}. \tag{3}$$

Интенсивность массовых явлений статистики населения и моральной изменяется в зависимости от времени наблюдения, причем о строгих математических законах, охватывающих в единой формуле эту изменчивость, говорить в настоящее время не приходится. Для нахо-

[140] Ср. E. Czuber, Wahrscheinlichkeitsrechnung, II Bd., 2 Aufl., стр. 83

ждения формул, пригодных для практического перехода от одной меры к другой, прибегают к разным гипотезам об этой интенсивности. Проще всего предположить, что она остается для короткого периода времени неизменной, и тогда получают удобные приближенные формулы для взаимоотношения силы и вероятности, выведенные в §2 приложения (стр. 124). При указанном предположении достаточное приближение дают уже формулы (15), (16), (17) и (18)

$$q(t) = \frac{2\mu(t)}{2 + \mu(t)}, \tag{4}$$

$$1 - q(t) = \frac{2 - \mu(t)}{2 + \mu(t)}, \tag{5}$$

$$\mu(t) = \frac{2q(t)}{2 - q(t)} = \frac{q(t)}{1 - \frac{q(t)}{2}}, \tag{6}$$

$$\mu(t) = \frac{2M(t)}{P(t_1) + P(t_2)}. \tag{7}^{141}$$

Силе смертности может быть приписано значение фиктивной вероятности умереть. Число смертных случаев за бесконечно малое время dt обозначается $-dP(t)$. Если предположить, что смертные случаи распределяются в течение всего конечного периода $(t_1—t_2)$ пропорционально времени, из совокупности $P(t)$ умрет $\frac{-dP(t)}{dt}$ лиц, и вероятность умереть выразится формулой

$$\frac{-dP(t)}{dt} : P(t) = \frac{-dP(t)}{P(t)\,dt}.$$

Некоторые авторы рассматривают этот частный случай при конструкции силы смертности как общий и дают определение самого понятия ее применительно к нему. Г. Кинг определяет силу смертности для ровесников возраста x по таблице смертности как «пропорцию лиц этого возраста, которые умерли бы в течение одного года, если бы интенсивность смертности весь год оставалась постоянной, равно как и число живых под наблюдением, причем место тех, кто умирает, немедленно замещалось бы новыми жизнями» [142].

Эту идею можно иллюстрировать при помощи следующего примера. Образовав вероятность умереть в течение одного дня для пере-

---

[141] Эта формула дает достаточное приближение, когда $\mu(t)$ величина незначительная При $\mu(t) = 2\%$ ошибка равна $\frac{1}{1\,500\,000}$, при $\mu(t) = 10\%$ она делается $\frac{1}{12\,000}$ и при $\mu(t) = 24\%$ ошибка равна $\frac{1152}{1\,000\,000}$. При более точных расчетах актуарии обычно пользуются формулой

$$\mu_x = \frac{8\,(l_{x-1} - l_{x+1}) - (l_{x-2} - l_{x+2})}{12\,l_x},$$

где l_x обозначает число переживших возраст x по таблице смертности. Ее впервые предложил Де Форест (De Forest) в Interpolation and Adjustment of Series, New-Haven, 1873—1878.

[142] «Institute of Actuaries Text Book», part II, London, 1887, стр. 24. Ср. E. C z u b e r, Wahrscheinlichkeitsrechnung, II Bd., 2 Aufl., стр. 83, сноска 1.

живших возраст x по таблице смертности и помножив это выражение на 365, получаем приближенное значение для силы смертности

$$\mu(x) = 365 \cdot \frac{l_x - l_{x+\frac{1}{365}}}{l_x}.$$

Но день чересчур продолжительный промежуток времени при измерениях интенсивности. Лучшие результаты получатся, когда возьмем за единицу времени один час. Тогда

$$\mu(x) = 24 \cdot 365 \cdot \frac{l_x - l_{x+\frac{1}{24 \cdot 365}}}{l_x}.$$

Чем меньше период времени, тем точнее результат. Вообще можно написать

$$\mu(x) = \frac{1}{t} \cdot \frac{l_x - l_{x+t}}{l_x}.$$

Когда t приближается к пределу нуль, выражение это переходит в силу смертности по формуле (2) [143].

Такая конструкция, на наш взгляд, страдает существенными недостатками. Частный случай значения силы смертности она возводит в ее понятие. Это можно объяснить только той преимущественно практической точкой зрения, на которой стоят в большинстве случаев теоретики-актуарии. Подобное определение нельзя положить в основу общих теоретических построений, оно может только до известной степени содействовать большей ясности и точности представлений при конструкции понятия независимой вероятности одного изменения состояния. Имея в качестве своей положительной особенности ясную и точную формулировку одной стороны силы смертности, понятие это при недостаточной осторожности может привести в некоторых случаях к выводам, не имеющим силы для общего определения этой величины («Очерки», IV, § 4, стр. 251—257).

Пример В. М. Мэйкхема (§ 5). Недостатки вероятности как меры массовых явлений статистики населения и моральной, равно как объяснение природы и особенностей силы смертности, можно показать при помощи примера В. М. Мэйкхема, который мы приводим полностью [144]:

x	l_x	$-\Delta l_x$	$-\frac{1}{l_x} \cdot \frac{\Delta l_x}{\Delta x}$	$\frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}$	$-\frac{1}{l_x} \cdot \frac{dl_x}{dx}$
1	2	3	4	5	6
20	9626,100	754,934	0,00784	0,00775	0,00775
30	8871,166	818,836	0,00923	0,00875	0,00872
40	8052,330	998,874	0,01241	0,01108	0,01097
50	7053,456	1370,050	0,01942	0,01653	0,01626
60	5683,406	1918,892	0,03376	0,02919	0,02868
70	3764,514	2190,060	0,05818	0,05826	0,05780
80	1574,454	1350,552	0,08578	0,12310	0,12614
90	223,902	221,368	0,09887	0,25824	0,28647
100	2,534	2,534	0,10000	0,40913	0,66265

[143] W. A. Robertson and F. A. Ross, Actuarial Theory, Edinburgh, 1907, стр. 74.

[144] W. M. Makeham, On the Law of Mortality, «Journal of the Institute of Actuaries», vol. XIII (1867), стр. 325—327. Ср. G. King, Institute of Actuaries Text Book, part II, London, 1887, стр. 21—23.

В приводимой нами таблице l_x обозначает число переживших возраст x по таблице смертности, а Δl_x — разность, соответствующую приращению возраста x, в данном случае 10 лет. Числа колонны 3 обозначают смертные случаи за соответствующие возрастные периоды. Колонна 4 дает отношение среднего числа смертных случаев за год к числу переживших в начале каждого десятилетнего периода, в то время как колонна 5 показывает вероятности умереть (ratio of mortality) в течение одного года для начала каждого десятилетнего периода.

Так из 9626,100 лиц, переживших 20 лет, 754,934 умирают до достижения ими 30 лет — в среднем 75,4934 за год. Разделив эту последнюю величину на 9626,100, получаем 0,00784 как отношение среднего числа ежегодных смертей к числу переживших в начале десятилетнего периода.

Сравнение его с соответствующим числом колонны 5 показывает, что оно немного превышает вероятность умереть в возрасте 20—21 года. То же самое наблюдается для последующих возрастных периодов — вплоть до 60 лет. Для 70 лет и старше числа колонны 5 уже превышают среднюю меру смертности для возрастных периодов, причем разница эта становится весьма значительной, показывая для 100 лет число почти в 5 раз большее, чем соответствующее значение колонны 4.

Число смертных случаев из той же или иной совокупности зависит от двух факторов: ее величины и интенсивности смертности. При гипотезе неизменности интенсивности смертности числа колонны 4 были бы всегда меньше соответствующих им значений вероятностей колонны 5. Очевидно, что результат этот был бы обязан своим существованием факту, что число переживших в силу действия смертности постепенно уменьшается и число смертных случаев должно также испытывать соответствующее уменьшение. Чем больше возрастной период, с которым имеют дело, тем бо́льшую роль должен играть момент непрерывного уменьшения числа лиц, состоящих под риском умереть, и тем значительнее должно быть расхождение между истинной интенсивностью смертности и той, которая получается как средняя для всего возрастного периода.

Предположение, что интенсивность смертности остается неизменной, не соответствует действительности, и фактическое соотношение чисел колонны 4 и 5 зависит от совместного действия двух факторов: постоянного уменьшения совокупности живых и различной интенсивности смертности. Начиная с 70 лет все повышающееся действие первого фактора не только компенсирует увеличение средней, получающееся в силу все прогрессирующего действия второго, но даже значительно превышает его, и числа колонны 5 делаются значительно больше чисел колонны 4.

Одной из возможных задач при измерении интенсивности массовых явлений статистики населения и моральной может быть, таким образом, устранение влияния все уменьшающейся совокупности лиц, находящихся в первоначальном состоянии, и нахождение истинной интенсивности этих явлений [145].

---

[145] Изложение о соотношениях колонн 4 и 5 отклоняется от соображений В. М. Мэйкхема. Он неправильным образом приписывает это расхождение лишь действию уменьшения основной совокупности, вследствие чего его характеристика действия и соотношения разных факторов при измерении интенсивности смертности не отличается достаточной точностью и определенностью.

Цель В. М. Мэйккхема — обратить внимание на явление, которое должно быть достаточно известно всем исследователям, сколько-нибудь внимательно изучавшим интенсивность смертности. Он хотел показать, что среднее годичное число смертных случаев, взятое за несколько лет жизни человека, есть весьма неадэкватное средство при измерении действительной интенсивности смертности или силы причин, совокупное действие которых унесло то или иное количество человеческих жизней из основной совокупности.

Но вероятности умереть в течение одного года имеют в сущности ту же форму, что и числа колонны 4. Функция $\frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}$ в точности подобна функции $-\frac{1}{l_x} \cdot \frac{\Delta l_x}{\Delta x}$, которую можно написать $\frac{l_x - l_{x+10}}{10 l_x}$. Последняя формула превращается в первую, когда вместо увеличения возраста x на 10 лет берут увеличение лишь на один год. Из этого следует, что те же причины, которые делают числа колонны 4 дефектными как меру силы смертности, должны также, хотя и в меньшей степени, делать вероятности колонны 5 неподходящими для той же цели.

Подобно тому, как числа колонны 5 с бо́льшим правом, чем числа колонны 4, можно рассматривать как меру силы или интенсивности смертности, которая получается после устранения влияния постоянного уменьшения совокупности живых, так еще большее приближение к этой мере получают, если вместо того, чтобы принимать приращение возраста x за единицу, мы возьмем дробь. Если пойти еще дальше и беспредельно уменьшать частицу возраста dx, мы окончательно устраним нарушающий элемент и получим совершенную меру для измерения интенсивности, с какой действует тот или иной комплекс причин для данного возраста.

Эта совершенная мера интенсивности, получаемая после устранения влияния неравенства совокупностей живых в течение всего времени наблюдения, и есть сила смертности, определяемая как предел отношения между изменением совокупности живых в течение бесконечно малого промежутка времени наблюдения и произведением этого времени на основную совокупность. Этот пример В. М. Мэйккхема в достаточной степени объясняет природу силы смертности и показывает основания для ее конструкции («Очерки», IV, § 5, стр. 257—261).

Коэффициент смертности

(§ 6). Формула (21) приложения показывает, что коэффициент есть величина, однородная с силой

$$m(t) = \frac{M(t)}{\int_{t_1}^{t_2} P(t)\,dt} = \frac{\int_{t_1}^{t_2} P(t)\,\mu(t)\,dt}{\int_{t_1}^{t_2} P(t)\,dt}, \qquad (8)$$

и представляет собой среднюю из разных значений, которые сила смертности принимает в течение времени наблюдения. Каждое значение силы $\mu(t)$ имеет разный вес $P(t)$ — число населения, которое с течением времени уменьшается под влиянием смертности. Для каждого бесконечно малого промежутка времени dt имеют два множителя: силу смертности и число населения. Оба они для разного времени изменчивы, хотя значения $\mu(t)$ для двух близлежащих периодов dt могут быть одинако-

вы. Таким образом, коэффициент есть средняя взвешенная сила, образованная при этом подобно средней в теории вероятностей [146].

Числитель выражения для $m(t)$ может быть представлен так же, как число смертных случаев за время $(t_1—t_2)$, знаменатель же может быть охарактеризован двояко. Он представляет собой время, прожитое под наблюдением совокупностью живых $P(t)$, или же среднее население за это же время.

Число населения изменяется каждое мгновение, и величина знаменателя общего выражения для $m(t)$ и представляет среднюю из всех его значений.

Коэффициент, имеющий в знаменателе прожитое время, есть величина, зависящая в числовом отношении от избранной единицы времени, так как она прямо пропорциональна длине ее. Это и составляет одно из преимуществ коэффициента как меры массовых явлений статистики населения и моральной по сравнению с вероятностью.

Отношение между силой и коэффициентом может быть наглядно представлено при помощи следующего примера. Предположим, что пешеход прошел в течение часа 4 *км*. Он мог пройти их самым разнообразным образом: начав с бега, перейдя затем к быстрому шагу и т. п. В каждый данный момент времени скорость его передвижения могла быть различна. Предположив, что он шел равномерно, получим, что каждые четверть часа он делал 1 *км*. Эта скорость есть средняя взвешенная из отдельных значений скорости его передвижения за целый час [147].

Величина коэффициента зависит от двух факторов: числа смертных случаев и распределения их во времени. Последний фактор не есть что-либо вполне определенное, ибо о «законе смертности» в естественнонаучном смысле здесь не может быть речи. Это обстоятельство и является причиной того, что дать общую аналитическую формулу, связывающую коэффициент и вероятность, не представляется возможным. Из того, что два населения имеют одну и ту же вероятность умереть, еще не следует, что коэффициенты должны быть равны, и наоборот.

В. И. Борткевич показывает это на следующем примере [148]. Обозначив через P и P_1 совокупности живых в начале времени наблюдения, M и M_1— числа смертных случаев, q и q_1— вероятности смерти, предположим, что $P=P_1$ и $M=M_1$ и что не существует случаев миграции. В силу указанных предположений вероятности смерти у обеих совокупностей как величины, не зависящие от распределения смертных случаев во времени, будут равны при всяком распределении этих случаев. Предположим, что в населении P все M индивидуумов умирают в начале времени наблюдения, а в населении P_1— в конце его. Коэффициенты m и m_1 будут в этом случае равны

$$m = \frac{M}{(P-M)\,l} \quad \text{и} \quad m_1 = \frac{M}{Pl},$$

где l — время наблюдения.

Из предыдущих формул следует, что

$$m_1 = \frac{m}{1+ml}.$$

---

[146] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, Jena, 1893, стр. 5—7.

[147] Ср. W. Sutton, Lecture II, «Journal of the Institute of Actuaries», vol. 16 (1872), стр. 450—451; W. A. Robertson and F. A. Ross, Actuarial Theory, Edinburgh, 1907, стр. 73—74.

[148] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, стр 8—9.

Исходя из того же предположения о распределении смертных случаев и взяв противоположный пример, нетрудно убедиться, что при равенствах $P=P_1$ и $m=m_1$ величины вероятностей не будут равны друг другу.

При этих предположениях

$$m=\frac{M}{(P-M)\,l} \quad \text{и} \quad m_1=\frac{M_1}{Pl},$$

откуда

$$\frac{M}{P-M}=\frac{M_1}{P}.$$

Но ввиду того, что

$$\frac{M}{P}=q \quad \text{и} \quad \frac{M_1}{P}=q_1,$$

в этом случае

$$q_1=\frac{q}{1-q}.$$

Из приведенных примеров следует, что коэффициент и вероятность не могут быть рассматриваемы как функции друг друга.

На практике все же постоянно пользуются формулами для перехода от вероятности к коэффициенту и наоборот, что может быть сделано только на основании предположения о распределении смертных случаев во времени или о кривой силы смертности $\mu(t)$ в пределах времени наблюдения.

Вычисление коэффициента на основании его общей формулы не представляется возможным. На практике приходится довольствоваться его приближенным значением, так как точное нахождение среднего населения или прожитого под наблюдением времени — в особенности для материала статистики населения — не представляется возможным. При предположении, что сила смертности $\mu(t)$ в пределах времени $(t_1—t_2)$ остается постоянной, значения силы и коэффициента совпадают, т. е.

$$m(t)=\mu(t), \tag{9}$$

вследствие чего для вычисления коэффициента и перехода от него к вероятности и наоборот получают те же приближенные формулы, что и для силы

$$q(t)=\frac{2m(t)}{2+m(t)}, \tag{10}$$

$$1-q(t)=\frac{2-m(t)}{2+m(t)}, \tag{11}$$

$$m(t)=\frac{2q(t)}{2-q(t)}=\frac{q(t)}{1-\frac{q(t)}{2}}, \tag{12}$$

$$m(t)=\frac{2M(t)}{P(t_1)+P(t_2)}. \tag{13}$$

Так как $P(t_2)=P(t_1)-M(t)$, последней формуле можно придать вид, более удобный для непосредственного практического пользования [149]

$$m=\frac{2M(t)}{2P(t_1)-M(t)}=\frac{M(t)}{P(t_1)-\frac{M(t)}{2}} \qquad (14)$$

(«Очерки», IV, § 6, стр. 261 — 264).

Независимая вероятность

(§ 7). В качестве недостатков обычной вероятности как меры массовых явлений статистики населения и моральной в первую очередь были указаны некоторая суммарность и теоретическое несовершенство ее. Они обязаны своим существованием тому обстоятельству, что вероятность по самой природе своей не может принять во внимание изменения интенсивности массового явления во время наблюдения и учесть действие постоянно изменяющейся массы индивидуумов. Конструкция так называемой «независимой» или «простой» вероятности учитывает оба эти обстоятельства и создает в то же время меру для всего конечного периода наблюдения, подобную вероятности. Ее теоретическое обоснование и введение в науку обязаны главным образом известному австрийскому актуарию И. Карупу. Немалая заслуга принадлежит также нашему виднейшему актуарию Б. Ф. Малешевскому.

Независимая вероятность предназначена показывать совокупность изменений, которые произошли бы в единице случаев за конечное время наблюдения, если бы изменения за бесконечно малые промежутки времени постоянно относились к совокупностям в начале каждой частички времени.

Независимая вероятность для одного изменения состояния (смертность) приводит в конечном итоге к приблизительной формуле, выведенной для коэффициента и силы, причем конструкция ее в этом случае не представляется необходимой для практических целей. В теоретическом же отношении как совершенная мера интенсивности массовых явлений, устраняющая элемент неравенства совокупности живых под наблюдением в разные моменты его, она представляет, на наш взгляд, весьма значительный интерес. Положение существенно изменяется, когда имеют дело с несколькими изменениями состояний. В этом случае факт изменчивости совокупности живых под наблюдением получает еще большее значение как элемент, не позволяющий рассматривать обычную вероятность в качестве совершенной меры интенсивности массовых явлений демографической статистики.

Взяв в качестве примера случай измерения брачности населения, нетрудно убедиться, что величина обычной вероятности брака для какого-либо периода времени находится в зависимости не только от интенсивности брачности, т. е. склонности населения вступать в брак, но также и от величины смертности. Неправильно было бы предположить, что умершие за этот период времени не вступили бы в брак и в том случае, если бы они выжили, т. е. полагать, что абсолютное число вступающих в брак совершенно независимо от смертности. Еще более неестественно обратное предположение, что лица, вступившие в брак, бессмертны. Это и является основанием того, что понятие обычной ве-

[149] В. Фарр впервые применил эту формулу в статистике смертности, но только В. М. Мэйкхем привел ее в связь с мерами интенсивности при измерении смертности. См. его письмо в «Journal of the Institute of Actuaries», vol. 14 (1868), стр. 243.

роятности вступления в брак (или умереть холостым) приобретает здесь еще один недостаток в силу зависимости величины ее от смертности (брачности). Мера эта, с другой стороны, не является пригодной для сравнительных целей ввиду того обстоятельства, что величина смертности в разных населениях различна [150]. Обычная вероятность женитьбы, получаемая путем деления числа случаев вступления в брак из первоначальной совокупности за известное время наблюдения на эту последнюю, является, таким образом, дефектной как с теоретической, так и с практической точки зрения. Наряду с ней можно конструировать вероятность вступления в брак, независимую от смертности [151]. Значение ее получается при предположении, что в исследуемой совокупности вовсе не наблюдается смертных случаев или что всякий умерший индивидуум немедленно замещается другим, ему подобным.

Зависимость двух массовых явлений в демографической статистике проявляется в двух формах. Оба явления, действуя на одну и ту же совокупность индивидуумов, могут влиять на частоту или величину интенсивности друг друга. С другой стороны, наступление одного события может изменить интенсивность другого для тех индивидуумов, которые благодаря наступлению первого из первоначального состояния перешли в новое. Примером первого вида зависимости могут служить случаи смерти холостых и вступления их в брак в течение известного времени и притом из одной и той же совокупности лиц, не состоящих в браке. Примером второго — смертность среди вступающих в брак («Очерки», IV, § 7, стр. 264—267).

Меры интенсивности при нескольких изменениях состояния. Сила. Вероятность

(§ 8). Выведем теперь меры, относящиеся к нескольким изменениям состояния, и их взаимоотношения. Предположим, что первоначальная совокупность холостых $P^{(c)}(t)$ изменяется в силу смертности и вступления в брак лиц, которые ее составляют.

Сила брачности в общем случае выражается формулой

$$\nu(t) = \frac{dN(t)}{P^{(c)}(t)\,dt}, \tag{15}$$

где $N(t)$ обозначает число вступивших в брак от начала времени наблюдения до момента t.

Изменяется ли состав населения под влиянием одной или нескольких причин, это обстоятельство не отражается в сущности на численном значении силы, в чем нетрудно убедиться уже путем теоретических рассуждений. При брачности число вступивших в брак за бесконечно малое время dt есть тоже величина бесконечно малая, как и число умерших холостых. Ясно, что при предположении, что исследуемое общество изменяется только под влиянием брачности, т. е. что каждый умерший заменяется другим лицом, число браков из этих последних будет

---

[150] Для чисто практических целей (страхование) это соображение не играет большой роли, ибо в тех возрастах, когда брачность наиболее значительна, смертность низка, потому ошибка при сравнении не может быть велика.

[151] Термины «зависимая» и «независимая» вероятность не соответствуют в данном случае понятиям, связанным с ними в теории вероятностей. Возможно жениться, а потом умереть, но не обратное. Вместе с тем, как показывают статистические исследования, состояние в браке увеличивает жизнеспособность населения. Следовательно, строго говоря, вероятности эти связаны между собой, вследствие чего Б. Ф. Малешевский предпочитает называть независимую вероятность простой, что противоречит установившейся практике, а потому мы предпочитаем пользоваться старой терминологией.

бесконечно малой высшего порядка, которой при вычислениях можно пренебречь.

Это легко доказать математически. Предположим, что имеются две совокупности лиц, не состоящих в браке. В одной из них умершие (холостые) не заменяются в момент их смерти другими лицами, что имеет место во второй. Вероятность жениться за время dt в первом случае будет $\nu(t)dt$, во втором $\nu'(t)dt$. При указанном предположении первая вероятность несколько меньше второй, ввиду чего можно написать

$$\nu(t)\,dt = \delta\nu'(t)\,dt, \tag{16}$$

где δ — дробь, лежащая между нулем и единицей.

С другой стороны, независимая вероятность жениться за время dt, или $\nu'(t)dt$, будет равна числу браков, вышедших из единицы случаев наблюдения за время dt при предположении замены выбывших в силу смерти другими лицами. Обычная вероятность умереть холостым равна $\mu^{(c)}(t)dt$, что обозначает также число смертных случаев среди холостых на единицу случаев наблюдения. Если бы умершие холостыми немедленно замещались другими лицами, среди последних произошло бы $\mu^{(c)}(t)\,dt\cdot\nu'(t)\,dt$ браков, вследствие чего число браков из единицы случаев наблюдения при замещении умерших холостыми выразится формулой

$$\nu'(t)\,dt = \nu(t)\,dt + \mu^{(c)}(t)\,dt\cdot\nu'(t)\,dt. \tag{17}$$

Разделив это уравнение на dt, получаем

$$\nu'(t) = \nu(t) + \mu^{(c)}(t)\cdot\nu'(t)\,dt. \tag{18}$$

Второй член правой части, имея dt, есть величина бесконечно малая и потому ее можно отбросить, вследствие чего

$$\nu'(t) = \nu(t). \tag{19}$$

Подобным же образом доказывается, что то же отношение существует для силы смертности холостых

$$\mu'^{(c)}(t) = \mu^{(c)}(t). \tag{20}$$

К тому же выводу приходят, если вместо двух берут три и более изменения состояния: сила какого-либо явления остается неизменной. Факт этот обязан своим существованием тому обстоятельству, что в качестве времени наблюдения берут бесконечно малую величину, вследствие чего возможные случаи исследуемого состояния, которые имели бы место среди лиц, перешедших из первоначального состояния в другое, являются величиной настолько незначительной, что ее можно оставить без внимания [152].

Выведенные выше формулы для вероятности и коэффициента имеют прежде всего силу для населений, где не наблюдается случаев миграции. Что же касается до их приложения к открытым населениям, ясно, что нахождение величины вероятности выжить путем деления числа живых в конце времени наблюдения на число их в начале не может иметь места.

---

[152] Ср. Б. Ф. Малешевский, Теория и практика пенсионных касс, т. II, ч. I, стр. 430—431; J. Karup, Die Finanzlage der Gothaischen Staatsdiener-Witwen-Societät am 31 Dezember 1890, Dresden, 1893, стр. 42—45.

Предположив, что величина силы смертности получена на основании наблюдения над открытым населением, вероятность выжить по формуле (3)

$$1 - q(t) = e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu(t)dt}$$

имеет все же большое значение, показывая, какая часть населения умерла бы за время $(t_1—t_2)$, если бы это население имело ту же смертность, которая получена на основании опыта открытого населения. Вероятность смерти и других явлений демографической статистики для населения, где наблюдается миграция, может быть получена только путем конструирования понятия силы смертности. Вообще при статистических исследованиях, касающихся целых народонаселений и пользующихся в силу этого методом массового наблюдения, вероятности смерти, вступления в брак, совершения преступления и т. п., строго говоря, являются величинами, так сказать, «мнимыми». Значения делимого и делителя у этих вероятностей реально охарактеризованы быть не могут, из чего следует, что заполнение конечной общей схемы для поколения реального, в строгом смысле, возможно только при помощи метода индивидуального наблюдения [153] («Очерки», IV, § 8, стр. 267—269).

Коэффициент. Независимая вероятность

(§ 9). Наиболее важным практическим преимуществом коэффициента как меры массовых явлений статистики населения и моральной является то обстоятельство, что его можно вычислять для всякого населения — «замкнутого» и «открытого» [154] — с наличием миграции. Под последней следует понимать не только миграцию в узком смысле слова, т. е. случаи иммиграции и эмиграции, но также вступление в брак, смерть — вообще все случаи выхода из первоначального состояния, которые имеют место наряду с изучаемым массовым явлением. Из формул § 3 приложения (стр. 125—126) видно, что общее выражение для коэффициента остается неизменным и в случае «открытого» населения.

В. И. Борткевич заключает разбор мер интенсивности указанием на относительное значение вероятности и коэффициента. Конструкция последнего оправдываема, поскольку его сводят на среднюю. Он является пригодным ввиду его особых свойств. Особенное значение имеет коэффициент для сравнительной статистики. Весьма существенное практическое преимущество его конструкции заключается в том, что способ исчисления допускает непосредственное применение его к открытому населению. Но все же ценность коэффициента как меры интенсивности массовых явлений демографической статистики не является абсолютной. При равенстве его численных значений для двух населений величина вероятности может быть различна. И при их равенстве нельзя все же сказать, что оба населения имеют в точности ту же смертность. Несовершенство коэффициента как меры вытекает из его природы как величины средней, которая всегда сглаживает известные различия в рассматриваемых массовых явлениях. Ни коэффициент, ни вероятность не могут притязать на исключительное положение. Обе меры предназначены измерять интенсивность массовых явлений, и выбор той или иной из них зависит от природы статистической задачи и целей исследования [155].

---

[153] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, стр. 15.

[154] Термины «замкнутое» и «открытое» население (geschlossene und offene Bevölkerungen) введены в науку Г. Ф. Кнаппом

[155] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, стр. 16—17.

Коэффициент или среднюю силу брачности, рождаемости, инвалидности, преступности и других явлений исчисляют по аналогии с коэффициентом смертности. В § 3 приложения приведено доказательство, что точная формула для коэффициента остается той же, несмотря ни на какие изменения в составе первоначальной совокупности. Его величина равна числу случаев особого вида за то или иное время наблюдения, деленному на время, прожитое этой совокупностью (или среднее население). Коэффициент брачности, в частности, равен

$$r(t) = \frac{N(t)}{\int_{t_1}^{t_2} P^{(c)}(t)\,dt}. \tag{21}$$

Таким образом, при нахождении численного значения коэффициента в каждом данном случае речь идет о вычислении величины среднего населения или времени, прожитого исследуемой совокупностью под наблюдением.

Из формул (36)—(38) приложения следует, что независимая вероятность вступить в брак, т. е. вероятность, которая получилась бы, если устранить влияние смертности холостых на число вступивших в брак, остается прежней; эта величина равна интегралу соответствующей силы

$$n'(t) = \int_{t_1}^{t_2} \nu(t)\,dt = 1 - e^{-\int_{t_1}^{t_2} \nu(t)dt}. \tag{22}$$

Независимая вероятность смерти для холостого

$$q'^{(c)}(t) = 1 - e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu^{(c)}(t)dt}, \tag{23}$$

а вероятность для холостого выжить

$$p'^{(c)}(t) = e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu^{(c)}(t)dt}. \tag{24}$$

Ясно, что устранение влияния смертности, брачности и других явлений может быть произведено двояко: либо путем соответствующего изменения числителя, либо путем изменения знаменателя. В первом случае это влияние устраняется при помощи предположения, что вместо всякого умершего, вступившего в брак и т. п. немедленно вступает в совокупность лицо, во всех отношениях подобное выбывшему, что в конечном итоге должно вызвать изменение (увеличение) числителя, т. е. числа вступивших в брак, умерших и т. п., оставив без изменения знаменатель. С другой стороны, оставляя без изменения числитель — фактическое число случаев особого рода,— уменьшают знаменатель, устраняя смертность. При этом обычно пользуются гипотезой пропорциональности числа случаев и времени наблюдения, благодаря чему получается, что умершие за время наблюдения, вступившие в брак и т. п. прожили под наблюдением половину всего периода. Благодаря последнему обстоятельству считают возможным совокупность случаев, вызванных нарушающей причиной, заменить ее половиной, которая, при сделанной гипотезе, проживет под наблюдением весь этот период и не изменит своего первоначального состояния на другое (кроме изучаемого). Для получения знаменателя вычитают из первоначальной со-

вокупности половину массовых явлений, происшедших в силу нарушающих причин.

И. Каруп, которому новая теория больше всего обязана своим развитием, во избежание малообоснованных упреков в противоречии понятия независимой вероятности действительности и теории вероятностей, весьма часто прибегает при своих выводах к совокупностям, каждый умерший член которых заменяется другим, во всех отношениях ему подобным («Очерки», IV, § 9, стр. 269—272).

Меры интенсивности при гипотезе пропорциональности изменения состояния и времени наблюдения

(§ 10). Предположив, что смертные случаи распределяются равномерно во времени или что число смертных случаев пропорционально продолжительности времени наблюдения, нетрудно получить формулы, которыми обычно пользуются в демографической статистике. Коэффициент смертности в этом случае равен

$$m(t) = \frac{M(t)}{\frac{1}{2}[P(t_1) + P(t_2)]} = \frac{M(t)}{\frac{1}{2}[2P(t_1) - M(t)]} = \frac{M(t)}{P(t_1) - \frac{1}{2}M(t)}, \quad (25)$$

так как

$$P(t_1) - \frac{1}{2}M(t)$$

при гипотезе пропорциональности представляет собой среднее население или прожитое совокупностью $P(t_1)$ время.

Разделив числитель и знаменатель предпоследнего выражения на $P(t_1)$ и подставив $q(t)$ вместо $\frac{M}{P(t_1)}$, получаем

$$m(t) = \frac{q(t)}{1 - \frac{q(t)}{2}} = \frac{2q(t)}{2 - q(t)}. \quad (26)$$

Разделив числитель и знаменатель второй части этого уравнения на $2q(t)$, имеем

$$m(t) = 1 : \left(\frac{1}{q(t)} - \frac{1}{2}\right),$$

а

$$\frac{1}{m(t)} = \frac{1}{q(t)} - \frac{1}{2}$$

и

$$q(t) = \frac{m(t)}{1 + \frac{m(t)}{2}}. \quad (27)$$

Эти же формулы, связывающие $q(t)$ и $m(t)$, получены были выше как приближенные при гипотезе неизменности силы смертности $\mu(t)$ в пределах времени $(t_1—t_2)$.

Пользуясь той же гипотезой, выведем теперь выражение для коэффициента при наличии миграции. Если числа иммигрантов и эмигрантов равны, при гипотезе равномерности миграция не оказала бы никакого влияния на величину основной совокупности, хотя факт миграции и мог отразиться на мере изучаемого явления, если интенсивность его неодинакова для иммигрантов и эмигрантов.

Совокупность в конце времени наблюдения равна

$$P(t_2) = P(t_1) - M + J - E = P(t_1) - M + A, \tag{28}$$

где J обозначает число иммигрантов, E — эмигрантов и A — разность между ними.

Среднее население при гипотезе равномерности распределения случаев равно населению в середине времени наблюдения, так как

$$\frac{1}{2}[P(t_1) + P(t_2)] = P\left(t_1 + \frac{t_2 - t_1}{2}\right).$$

Предположив для простоты, что время наблюдения равно одному году, M умерших при гипотезе равномерности прожили бы под наблюдением $^1/_2\,M$ лет, избыток иммигрантов над эмигрантами $^1/_2\,A$ лет. В конечном итоге совокупность $P(t_1) - M$ прожила весь год, а M и A — по полугоду, вследствие чего вся совокупность $P(t_1) + J - E$ прожила

$$P(t_1) - \frac{1}{2}M + \frac{1}{2}A \tag{29}$$

лет, что и составляет также среднее население.

Под миграцией можно понимать любое изменение состояния под наблюдением и любое приращение первоначальной совокупности. Вступление в брак, случаи инвалидности и другие явления с этой точки зрения — случаи эмиграции при изучении смертности и наоборот. Коэффициент брачности вследствие этого выразится формулой

$$r(t) = \frac{N(t)}{\frac{1}{2}[P^{(c)}(t_1) + P^{(c)}(t_2)]} = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t_2) + \frac{1}{2}[M^{(c)}(t) + N(t)]} =$$

$$= \frac{N(t)}{P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}[M^{(c)}(t) + N(t)]} = \frac{N(t)}{P^{(c)}\left(t_1 + \frac{t_2 - t_1}{2}\right)}, \tag{30}$$

где $N(t)$ — число вступивших в брак за время $(t_1 - t_2)$.

Подобным образом коэффициент смертности холостых равен

$$m^{(c)}(t) = \frac{M^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}[M^{(c)}(t) + N(t)]} =$$

$$= \frac{M^{(c)}(t)}{P^{(c)}\left(t_1 + \frac{t_2 - t_1}{2}\right)}. \tag{31}$$

Из сравнения величин коэффициента брачности и смертности видно, что их знаменатели одинаковы, а это представляет значительное преимущество при вычислениях.

Вычисление знаменателя коэффициента производится по формуле (29) и в том случае, когда имеют дело с тремя и более изменениями первоначального состояния или если за время наблюдения происходит приращение основной совокупности. Все случаи приращения составляют «иммиграцию» в широком смысле слова, а изменения первоначального состояния — «эмиграцию».

Числителем независимой вероятности вступить в брак (умереть холостым и т. п.) при гипотезе равномерного распределения случаев является число вступивших в брак за время наблюдения. $M^{(c)}(t)$ холостых, умерших за время наблюдения, прожили в среднем половину периода $(t_1—t_2)$, вследствие чего их по отношению к возможности вступить в брак можно заменить половиной этой совокупности, но жившей в состоянии холостячества целый период. Вследствие этого независимая вероятность женитьбы выразится формулой

$$n'(t) = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}M^{(c)}(t)} = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t_2) + \frac{1}{2}M^{(c)}(t) + N(t)}. \quad (32)$$

Подобным образом независимая вероятность у холостого умереть

$$q'^{(c)}(t) = \frac{M^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}N(t)} = \frac{M^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t_2) + \frac{1}{2}N(t) + M^{(c)}(t)}. \quad (33)$$

Из формулы (32) видно, что значение независимой вероятности и коэффициента совпадают в том случае, когда имеют дело лишь с одним изменением состояния (смертность). В других случаях значения их различны. Величина коэффициента всегда больше независимой вероятности, так как его знаменатель всегда меньше, будучи временем, прожитым под наблюдением в первоначальном состоянии («Очерки», IV, § 10, стр. 272—276).

Исчисление величин при двух изменениях состояния

(§ 11). На практике чаще всего имеют дело с зависимой вероятностью жениться $n(t)$ и независимой вероятностью умереть холостым $q'^{(c)}(t)$. Число браков равно

$$N(t) = P^{(c)}(t_1) \cdot n(t) \quad (34)$$

и число смертных случаев среди холостых

$$M^{(c)}(t) = q'^{(c)}(t) \cdot \left[P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}N(t) \right] = P'^{(c)}(t_1) \cdot \left[1 - \frac{1}{2}n(t) \right] \cdot q'^{(c)}(t). \quad (35)$$

Откуда

$$P^{(c)}(t_2) = P^{(c)}(t_1) - P^{(c)}(t_1) \cdot n(t) - P^{(c)}(t_1) \cdot \left[1 - \frac{1}{2}n(t) \right] \cdot q'^{(c)}(t) \quad (36)$$

или

$$P^{(c)}(t_2) = P^{(c)}(t_1) \cdot [1 - n(t) - q'^{(c)}(t) + \frac{1}{2}n(t) \cdot q'^{(c)}(t)]. \quad (37)$$

При наличии $P^{(c)}(t_1)$, $P^{(c)}(t_2)$, $N(t)$, $M^{(c)}(t)$, $n(t)$ и $q'^{(c)}(t)$ значения для коэффициентов смертности и брачности, независимой вероятности жениться и обычной вероятности умереть холостым получают на основании формул (30), (31), (32) и (52).

Предположив, что даны независимые вероятности женитьбы и смерти для холостого, имеем на основании формул (32) и (33)

$$N(t) = n'(t) \left[P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}M^{(c)}(t) \right] \quad (38)$$

и

$$M^{(c)}(t) = q'^{(c)}(t) \left[P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}N(t) \right]. \quad (39)$$

На основании этих двух уравнений с двумя неизвестными находят значения для $N(t)$ и $M^{(c)}(t)$. Подставив в уравнение (38) вместо $\frac{1}{2} M^{(c)}(t)$ его величину из уравнения (39), получаем

$$N(t) = n'(t)\left\{P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2} q'^{(c)}(t)\left[P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2} N(t)\right]\right\} =$$

$$= P^{(c)}(t_1)\, n'(t) - \frac{1}{2} P^{(c)}(t_1)\, q'^{(c)}(t)\, n'(t) + \frac{1}{4} N(t)\, q'^{(c)}(t) n'(t),$$

откуда

$$N(t)\left[1 - \frac{1}{4} q'^{(c)}(t)\, n'(t)\right] = P^{(c)}(t_1)\, n'(t)\left[1 - \frac{1}{2} q'^{(c)}(t)\right]$$

и, наконец,

$$N(t) = \frac{P^{(c)}(t_1)\, n'(t)\left[1 - \frac{1}{2} q'^{(c)}(t)\right]}{1 - \frac{1}{4} q'^{(c)}(t)\, n'(t)}. \tag{40}$$

Подобным образом из уравнения (39) имеем

$$M^{(c)}(t) = \frac{P^{(c)}(t_1)\, q'^{(c)}(t)\left[1 - \frac{1}{2} n'(t)\right]}{1 - \frac{1}{4} q'^{(c)}(t)\, n'(t)}. \tag{41}$$

Значение $P^{(c)}(t_2)$ получают из равенств

$$P^{(c)}(t_2) = P^{(c)}(t_1) - M^{(c)}(t) - N(t) =$$

$$= P^{(c)}(t_1)\left(1 - \frac{q'^{(c)}(t) + n'(t) - q'^{(c)}(t)\, n'(t)}{1 - \frac{1}{4} q'^{(c)}(t)\, n'(t)}\right) =$$

$$= P^{(c)}(t_1) \cdot \frac{[1 - q'^{(c)}(t)] \cdot [1 - n'(t)] - \frac{1}{4} q'^{(c)}(t)\, n'(t)}{1 - \frac{1}{4} q'^{(c)}(t)\, n'(t)} \tag{42}$$

или приблизительно

$$P^{(c)}(t_2) = P^{(c)}(t_1) \cdot [1 - q'^{(c)}(t)] \cdot [1 - n'(t)]. \tag{43}$$

Разделив равенство (43) на $P^{(c)}(t_1)$, имеем

$$P^{(c)}(t) = [1 - q'^{(c)}(t)] \cdot [1 - n'(t)]. \tag{43'}$$

В § 9 приложения приведено доказательство, что формула (43) имеет точный характер при рассмотрении смертных случаев и вступлений в брак как непрерывных функций времени наблюдения и обращения к конструкции независимых вероятностей при помощи соответствующих сил. К тому же выводу приходят, когда имеют дело с тремя и более изменениями первоначального состояния. И в этом случае число лиц, находящихся в первоначальном состоянии в конце времени наблю-

дения, вычисляется по формуле, составленной по типу (43) [156]. В этом состоит существенное практическое преимущество конструкции независимых вероятностей при заполнении конечной схемы представления демографических материалов.

Предположим, что даны средние силы, т. е. коэффициенты брачности или смертности для холостых, и требуется найти по ним другие функции. При гипотезе пропорциональности распределения смертных случаев и вступлений в брак в качестве знаменателя этих величин имеют холостое население в середине времени наблюдения, которое в этом случае будет также: 1) временем, прожитым совокупностью холостых, и 2) средним числом холостых за время наблюдения. Знаменателем обоих выражений будет

$$P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}[N(t) + M^{(c)}(t)]$$

и

$$r(t) = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}[N(t) + M^{(c)}(t)]}.$$

Откуда

$$N(t) = r(t)\left\{P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}[N(t) + M^{(c)}(t)]\right\}. \qquad (44)$$

Подобным образом

$$M^{(c)}(t) = m^{(c)}(t)\left\{P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}[N(t) + M^{(c)}(t)]\right\}. \qquad (45)$$

При помощи этих двух уравнений с двумя неизвестными находят значения $N(t)$ и $M^{(c)}(t)$. Раскрыв скобки во второй половине равенства (45), получаем

$$M^{(c)}(t) = m^{(c)}(t)\,P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}m^{(c)}(t)\,N(t) - \frac{1}{2}m^{(c)}(t)\,M^{(c)}(t),$$

откуда

$$M^{(c)}(t)\left\{1 + \frac{1}{2}m^{(c)}(t)\right\} = m^{(c)}(t)\,P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}m^{(c)}(t)\,N(t)$$

и

$$M^{(c)}(t) = \frac{m^{(c)}(t)\left[P^{(c)}(t_1) - \frac{1}{2}N(t)\right]}{1 + \frac{1}{2}m^{(c)}(t)}. \qquad (46)$$

[156] Эта теорема умножения независимых вероятностей послужила главным поводом для оживленной полемики по поводу значения новой теории. См. A. W i g a n d, Mathematische Grundlagen der Eisenbahnpensionskassen, Halle a. S., 1859 и Versicherung gegen Erwerbsunfähigkeit, 1865; K. H e y m, Die Kranken—und Invaliden—versicherung, Leipzig, 1863 (оба автора имели в виду зависимые вероятности сделаться инвалидом и умереть самодеятельным); M. K a n n e r, Allgemeine Probleme der Wahrscheinlichkeitsrechnung, «Journal des Collegiums für Lebensversicherungs — Wissenschaft», II Bd., Berlin, 1870, «Deutsche Versicherungszeitung», 1870, N. 15; J. K a r u p, Rundschau der Versicherungen, 1876 (стр. 21—29, 81—82, 141—145, 437—451), 1877 (стр. 17—26), 1878 (стр 219—238, 175), «Die Finanzlage der Gothaischen Staatsdiener—Witwen—Sozietät am 31 Dezember 1890», Dresden. 1893; D i e n g e r, Rundschau.., 1875 (стр 455—459), 1876 (стр. 46—48, 109—111). 1878 (стр. 195, 298); G. B e h m, Rundschau.., 1878 (стр. 151—167), «Statistik der Mortalitäts — Invaliditäts — und Morbilitätsverhältnisse bei dem Beamtenpersonal der deutschen Eisenbahn — Verwaltungen», Berlin, 1876; аноним в Rundschau, 1877 (стр. 48—50);

Помножив числитель и знаменатель правой половины предыдущего уравнения на 2, имеем

$$M^{(c)}(t) = \frac{2P^{(c)}(t_1)\, m^{(c)}(t) - N(t)\, m^{(c)}(t)}{2 + m^{(c)}(t)} \tag{47}$$

Подставив это значение $M^{(c)}(t)$ в формулу для $N(t)$, получаем

$$N(t) = \frac{2P^{(c)}(t_1)\, r(t)}{2 + r(t) + m^{(c)}(t)}. \tag{48}$$

Подобным образом

$$M^{(c)}(t) = \frac{2P^{(c)}(t_1)\, m^{(c)}(t)}{2 + r(t) + m^{(c)}(t)}. \tag{49}$$

При помощи этих выражений легко найти формулу, выражающую связь между числом холостых в начале и в конце времени наблюдения

$$P^{(c)}(t_2) = P^{(c)}(t_1) - N(t) - M^{(c)}(t) = \frac{P^{(c)}(t_1)\,[2 - r(t) - m^{(c)}(t)]}{2 + r(t) + m^{(c)}(t)}. \tag{50}$$

Обычная вероятность при двух и более изменениях первоначального состояния находится путем деления числа случаев особого рода, вышедших из первоначальной совокупности за конечное время наблюдения, на эту последнюю. Вероятности вступить в брак и умереть холостым за время $(t_1 - t_2)$ будут

$$n(t) = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t_1)} \tag{51}$$

и

$$q^{(c)}(t) = \frac{M^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t_1)}. \tag{52}$$

Нахождение числа лиц, не состоящих в браке в конце времени наблюдения, коэффициентов и независимых вероятностей вступить в брак и умереть холостым не встречает затруднений при наличии $n(t)$, $q(t)$ и $P^{(c)}(t_1)$. Из равенства (51) и (52) имеем

$$N(t) = P^{(c)}(t_1)\, n(t) \tag{53}$$

и

$$M^{(c)}(t) = P^{(c)}(t_1)\, q^{(c)}(t), \tag{54}$$

K. Heym, Deutsche Versicherungszeitung, 1876, N. 3, 61; H. Zimmermann, Ueber Dienstunfähigkeits—und Sterbensverhältnisse, Berlin, 1886 (стр. 7 и след.); 1887 (стр. 44—53); W. Küttner, Zeitschrift für Mathematik und Physik, 25 Bd. (1880), стр. 11—24, 31 Bd. (1886), стр. 246—251, «Zeitschrift für Berg — Hütten und Salinenwesen», 1881, стр. 159 и след. Die Witwen — und Waisenversicherung, Berlin, 1910; Lazarus, Rundschau, 1876 (стр. 218); T. B. Sprague, Journal of the Institute of Actuaries, vol. 21, стр. 419 и след.; Amtmann und Pfaffenberg, Zur Mathematik der Pensionsversicherung, Jena, 1907; Rithmann, Mitteilungen der Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker, 3 Heft, 1908, стр. 109 и след.; P. Spangenberg, Die Karupsche Theorie der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten, XX Heft der Veröffentlichungen des Deutschen Vereins für Versicherungs—Wissenschaft, Berlin, 1911, стр. 91—179; L. v. Bortkiewicz, Anwendungen der Wahrscheinlichkeitsrechnung auf Statistik; Б. Ф. Малешевский, Теория и практика пенсионных касс, т. II, ч. 1, Спб., 1890.

Нелишним представляется отметить, что первым ученым, высказавшим идею о том, что независимая вероятность вступления в брак является мерой брачности населения, и применившим ее на практике, был, по-видим му, известный английский актуарий А. Дэй. См. A. Day, On the Statistics of First and Subsequent Marriages among the Families of the Peerage, «The Assurance Magazine and Journal of the Institute of Actuaries», vol. X (1863).

откуда

$$P^{(c)}(t_2) = P^{(c)}(t_1) - [N(t) + M^{(c)}(t)] = P^{(c)}(t_1)\{1 - [n(t) + q^{(c)}(t)]\}. \quad (55)$$

Значения коэффициентов и независимых вероятностей при гипотезе пропорциональности числа случаев и времени наблюдения находят по формулам (30)—(33).

Подобным же образом производят все вычисления, если даны не вероятности $n(t)$ и $q^{(c)}(t)$, а числа вступивших в брак и умерших холостыми.

Логический ход рассуждений остается тем же, если в качестве задачи исследования имеют определение всех вышеразобранных функций для такого населения, которое в начале времени наблюдения не существует и которое постепенно составляется путем поступления лиц в течение всего времени наблюдения. Примером образования совокупности этого вида служат измерения смертности, овдовения — вообще изменения первоначального состояния у вступивших в брак в течение времени $(t_1—t_2)$ и притом для этого же периода.

Пользуясь теми же обозначениями и прибегнув к гипотезе пропорциональности случаев времени наблюдения, получаем ход расчетов в следующем виде. Предположим, что за время $(t_1—t_2)$ вступило в брак $N(t)$ лиц, из которых $M^{(cn)}(t)$ умерло за это же время. Коль скоро все $N(t)$ женатых поступали под наблюдение в течение всего конечного периода равномерно, первый из них прожил под наблюдением весь период, а последний, вступив лишь в момент t_2, не мог за это время умереть, и потому он не состоял в сущности под наблюдением. Таким образом, оба они в среднем состояли под наблюдением как женатые лишь половину периода $(t_1—t_2)$. Всю совокупность $N(t)$ можно разложить на такие пары лиц, вступления которых под наблюдение одинаково отстоят от предельных моментов его t_1 и t_2 и которые в силу этого как женатые прожили под наблюдением лишь половину периода. Таким образом, вся совокупность вступивших в брак $N(t)$ прожила под наблюдением в отношение их смертности как женатых не весь период $(t_1—t_2)$, а лишь половину его. Это обстоятельство и является основанием, почему отношение числа умерших $M^{(cn)}(t)$ к $N(t)$ не может быть рассматриваемо как вероятность для женатого умереть в течение времени $(t_1—t_2)$. При сделанной гипотезе о распределении случаев вероятность эта может быть получена двояко: либо путем деления $M^{(cn)}(t)$ на половину $N(t)$, либо делением $2M^{(cn)}(t)$ на $N(t)$. В первом случае $N(t)$ женатых, проживших под наблюдением половину периода $(t_1—t_2)$, заменяются их половиной, но прожившими как женатые весь этот период. Во втором — по тем же соображениям — число смертных случаев увеличивается вдвое [157].

В соответствии с этим можно написать

$$q^{(cn)}(t) = \frac{M^{(cn)}(t)}{\frac{1}{2}N(t)} = \frac{2M^{(cn)}(t)}{N(t)} \quad (56)$$

[157] Научная терминология статистики населения и страхования расходится в данном случае с обычным словоупотреблением. Часть лиц, «состоящих в течение времени $(t_1 — t_2)$ под наблюдением», умирает и потому выходит в сущности из-под наблюдения. Точно так же время, прожитое под наблюдением, не означает в разбираемом нами случае времени, фактически прожитого совокупностью вступивших в брак $N(t)$ в пределах $(t_1 — t_2)$, что выражается знаменателем формулы (57)

$$\frac{1}{2}\left[N(t) - M^{(cn)}(t)\right](t_2 - t_1).$$

и

$$m^{(cn)}(t) = \frac{M^{(cn)}(t)}{\frac{1}{2}N(t) - \frac{1}{2}M^{(cn)}(t)} = \frac{2M^{(cn)}(t)}{N(t) - M^{(cn)}(t)}. \quad (57)$$

Подобным же образом вычисляются коэффициенты, зависимые и независимые вероятности при двух изменениях состояния для вступивших в брак, сделавшихся инвалидами и т. п. за время наблюдения. Во всех этих случаях основную совокупность $N(t)$ заменяют ее половиной или увеличивают вдвое число случаев изменения состояния («Очерки», IV, § 11, стр. 276—283).

Зависимые вероятности при двух изменениях состояния

(§ 12). Выведем прежде всего взаимоотношения, существующие между зависимыми вероятностями двух изменений состояния, по примеру которых нетрудно конструировать эти вероятности и для большего числа изменения состояния.

Обозначим через $q(t)$, $q^{(c)}(t)$, $q^{(cn)}(t)$ вероятности умереть вообще, холостым или женатым, через $p(t)$, $p^{(c)}(t)$, $p^{(cn)}(t)$ — выжить вообще, холостым или женатым (женившись за время наблюдения), и через $n(t)$ — вероятность вступить в брак. Четыре вероятности для четырех возможных взаимно исключающих друг друга событий и для одного и того же времени равны

$$p^{(c)}(t) + q^{(c)}(t) + p^{(cn)}(t) + q^{(cn)}(t) = 1. \quad (58)$$

Вероятность вступить в брак равна

$$n(t) = p^{(cn)}(t) + q^{(cn)}(t) \quad (59)$$

или вероятности умереть женатым и выжить женатым, так как совокупность в начале времени наблюдения предполагается состоящей из холостых.

Вероятность не вступить в брак равна

$$1 - n(t) = 1 - [p^{(cn)}(t) + q^{(cn)}(t)]. \quad (60)$$

На основании равенства (58) имеем также

$$n(t) = 1 - p^{(c)}(t) - q^{(c)}(t), \quad (61)$$

$$1 - n(t) = p^{(c)}(t) + q^{(c)}(t), \quad (62)$$

$$p^{(c)}(t) + q^{(c)}(t) + n(t) = 1, \quad (63)$$

$$q(t) = q^{(c)}(t) + q^{(cn)}(t), \quad (64)$$

$$p(t) = 1 - q(t) = p^{(c)}(t) + p^{(cn)}(t). \quad (65)$$

Эти равенства показывают, что существуют лишь четыре основные величины: $p^{(c)}(t)$, $p^{(cn)}(t)$, $q^{(c)}(t)$, $q^{(cn)}(t)$, связанные уравнением (58), на основании которых можно получить все остальные вероятности $[p(t), n(t), 1 - n(t), q(t)]$. Зная любые три из основных вероятностей, легко получить четвертую — путем вычитания их суммы из единицы.

Если обозначить число умерших холостых за время $(t_1—t_2)$ через $M^{(c)}(t)$, женатых — $M^{(cn)}(t)$, всех — $M(t)$, вступивших в брак — $N(t)$, начальную совокупность холостых — через $P^{(c)}(t)$, то значения вероятностей получают из следующих формул:

$$q(t) = \frac{M(t)}{P^{(c)}(t)}, \quad (66)$$

$$q^{(c)}(t) = \frac{M^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t)}, \tag{67}$$

$$q^{(cn)}(t) = \frac{M^{(cn)}(t)}{P^{(c)}(t)}. \tag{68}$$

Вероятность выжить вообще

$$p(t) = 1 - q(t) = \frac{P^{(c)}(t) - M(t)}{P^{(c)}(t)} = \frac{P^{(c)}(t) - M^{(c)}(t) - M^{(cn)}(t)}{P^{(c)}(t)}. \tag{69}$$

Вероятность выжить холостым

$$p^{(c)}(t) = \frac{P^{(c)}(t) - M^{(c)}(t) - N(t)}{P^{(c)}(t)}. \tag{70}$$

Вероятность выжить женатым

$$p^{(cn)}(t) = \frac{N(t) - M^{(cn)}(t)}{P^{(c)}(t)}. \tag{71}$$

Вероятность вступить в брак

$$n(t) = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t)} \tag{72}$$

и вероятность не вступить в брак

$$1 - n(t) = \frac{P^{(c)}(t) - N(t)}{P^{(c)}(t)}. \tag{73}$$

Из этих равенств видно, что нахождение обычных вероятностей при наличии данных $P^{(c)}(t)$, $M(t)$, $M^{(c)}(t)$ или $M^{(cn)}(t)$ и $N(t)$ не встречает никаких затруднений («Очерки», IV, § 12, стр. 283 — 285).

Взаимоотношения мер интенсивности при гипотезе пропорциональности. Зависимые и независимые вероятности при двух изменениях состояния

(§ 13). Выведем теперь формулы для взаимоотношения зависимых и независимых вероятностей при двух изменениях первоначального состояния, которые позволяли бы определять одни величины на основании других [158], когда величины $m^{(c)}(t)$, $r(t)$, $P^{(c)}(t)$, $N(t)$ и $M^{(c)}(t)$ неизвестны.

Значение обычной вероятности умереть холостым $q^{(c)}(t) = M^{(c)}(t)/P^{(c)}(t)$, а вероятности жениться $n(t) = N(t)/P^{(c)}(t)$.

Те же независимые вероятности будут

$$n'(t) = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t) - \frac{1}{2}M^{(c)}(t)} \quad \text{и} \quad q'^{(c)}(t) = \frac{M^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t) - \frac{1}{2}N(t)}.$$

---

[158] Cp. D. S a m o t, New Formulas for the Calculation of the Probabilities which occur in the Question of Invalidity, or Permanent Incapacity for Work, «Journal of the Institute of Actuaries», vol. 21 (1879); T. B. S p r a g u e, On the Construction of a Combined Marriage and Mortality Table, в том же томе журнала Института актуариев; A. L o e w y, Mathematik der sozialen und privaten Invalidenversicherung, «Versicherungslexikon», I Bd., 1909, стр. 604—613.

Коэффициенты и независимые вероятности выразятся при посредстве зависимых следующим образом. Так как

$$M^{(c)}(t) = P^{(c)}(t)\, q^{(c)}(t) \quad \text{и} \quad N(t) = P^{(c)}(t)\, n(t),$$

то имеем

$$n'(t) = \frac{P^{(c)}(t)\, n(t)}{P^{(c)}(t) - \frac{1}{2} P^{(c)}(t)\, q^{(c)}(t)} = \frac{P^{(c)}(t)\, n(t)}{P^{(c)}(t)\left[1 - \frac{1}{2} q^{(c)}(t)\right]} =$$

$$= \frac{n(t)}{1 - \frac{1}{2} q^{(c)}(t)} \tag{74}$$

и

$$q'^{(c)}(t) = \frac{P^{(c)}(t)\, q^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t) - \frac{1}{2} P^{(c)}(t)\, n(t)} = \frac{q^{(c)}(t)}{1 - \frac{1}{2} n(t)}. \tag{75}$$

На основании предыдущих уравнений находят выражения для $n(t)$ и $q^{(c)}(t)$ по независимым вероятностям $n'(t)$ и $q'^{(c)}(t)$ и первоначальной совокупности лиц, не состоявших в браке $P^{(c)}(t)$.

Из уравнений (74) и (75) имеем

$$n(t) = n'(t) - \frac{1}{2} n'(t)\, q^{(c)}(t)$$

и

$$q^{(c)}(t) = q'^{(c)}(t) - \frac{1}{2} q'^{(c)}(t)\, n(t).$$

Подставив в первое уравнение вместо $q^{(c)}(t)$ его величину из второго, имеем

$$n(t) = n'(t) - \frac{1}{2} n'(t)\left[q'^{(c)}(t) - \frac{1}{2} q'^{(c)}(t)\, n(t)\right] =$$

$$= n'(t) - \frac{1}{2} n'(t)\, q'^{(c)}(t) + \frac{1}{4} n'(t)\, q'^{(c)}(t)\, n(t),$$

откуда

$$n(t) - \frac{1}{4} n'(t)\, q'^{(c)}(t)\, n(t) = n'(t)\left[1 - \frac{1}{2} q'^{(c)}(t)\right]$$

и

$$n(t) = \frac{n'(t)\left[1 - \frac{1}{2} q'^{(c)}(t)\right]}{1 - \frac{1}{4} n'(t)\, q'^{(c)}(t)}. \tag{76}$$

Подобным образом выводят, что

$$q^{(c)}(t) = \frac{q'^{(c)}(t)\left[1 - \frac{1}{2} n'(t)\right]}{1 - \frac{1}{4} n'(t)\, q'^{(c)}(t)}. \tag{77}$$

П. Шпангенберг не считает формулы (76) и (77) удовлетворительными ни с теоретической, ни с практической точки зрения. По его мнению, было бы неправильно рассматривать отношение между зависимой и независимой вероятностью по этим формулам как такое, которое присуще им в действительности. Для нахождения последнего нужно было бы вывести его из общей теоретической формулы для зависимой вероятности, приведенной в § 7 приложения. Если на ее основании хотят получить приближенное выражение, удобное для практического пользования, это можно сделать путем рассуждений, приведенных в § 7 приложения. На основании их имеем

$$n(t) = n'(t)\left(1 - \frac{q'^{(c)}(t)}{2}\right) \tag{78}$$

и

$$q^{(c)}(t) = q'^{(c)}(t)\left(1 - \frac{n'(t)}{2}\right). \tag{79}$$

К тому же выводу приходят и не обращаясь к высшей математике. При вычислении независимой вероятности вступить в брак принимаются в расчет и те холостые, которые умерли как таковые. Предположим, что значение независимой вероятности жениться для половины периода $(t_1 - t_2)$ приблизительно равно $\frac{1}{2}n'(t)$[159]. Согласно независимой вероятности смерти для холостого из единицы случаев наблюдения умерло бы $q'^{(c)}(t)$ лиц, из которых $\frac{1}{2}q'^{(c)}(t)n'(t)$ могли бы вступить в брак, вследствие чего значение независимой вероятности $n'(t)$ больше зависимой $n(t)$ на это число

$$n(t) = n'(t) - \frac{1}{2}q'^{(c)}(t)\,n'(t) = n'(t)\left(1 - \frac{q'^{(c)}(t)}{2}\right).$$

Подобным же образом находят выражение для независимой вероятности умереть холостым.

Следует отметить, что значения зависимых вероятностей по формулам (78)—(79) всегда несколько меньше, чем при гипотезе пропорциональности по формулам (76) — (77). Наоборот, значение для числа лиц, находящихся в первоначальном состоянии в конце времени наблюдения, вычисленное по формуле (43), несколько больше, чем по формуле (42) («Очерки», IV, § 13, стр. 285—288).

Коэффициенты и зависимые вероятности (§ 14). Выведем теперь формулы, связывающие коэффициенты и зависимые вероятности умереть холостым и жениться

$$r(t) = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t) - \frac{1}{2}[N(t) + M^{(c)}(t)]}$$

и

$$m^{(c)}(t) = \frac{M^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t) - \frac{1}{2}[N(t) + M^{(c)}(t)]},$$

а

$$n(t) = N(t)/P^{(c)}(t) \quad \text{и} \quad q^{(c)}(t) = M^{(c)}(t)/P^{(c)}(t).$$

[159] См. выше, § 11.

Из последних уравнений получаем, что

$$N(t) = P^{(c)}(t)\, n(t) \quad \text{и} \quad M^{(c)}(t) = P^{(c)}(t)\, q^{(c)}(t).$$

Подставив эти величины в уравнения для $r(t)$ и $m^{(c)}(t)$, получаем

$$r(t) = \frac{P^{(c)}(t)\, n(t)}{P^{(c)}(t) - \frac{1}{2} P^{(c)}(t)\, n(t) - \frac{1}{2} P^{(c)}(t)\, q^{(c)}(t)} = \frac{n(t)}{1 - \frac{1}{2}[n(t) + q^{(c)}(t)]} \tag{80}$$

и

$$m^{(c)}(t) = \frac{q^{(c)}(t)}{1 - \frac{1}{2}[n(t) + q^{(c)}(t)]}. \tag{81}$$

Выражения для зависимых вероятностей умереть холостым и жениться получаются на основании предыдущих формул

$$n(t) = r(t) - \frac{1}{2} r(t)\, n(t) - \frac{1}{2} r(t)\, q^{(c)}(t)$$

и

$$q^{(c)}(t) = m^{(c)}(t) - \frac{1}{2} m^{(c)}(t)\, n(t) - \frac{1}{2} m^{(c)}(t)\, q^{(c)}(t).$$

Определив из последнего уравнения величину $q^{(c)}(t)$ и подставив ее в первое, получаем выражение для $n(t)$

$$n(t) = \frac{2r(t)}{2 + r(t) + m(t)}. \tag{82}$$

Подобным образом

$$q^{(c)}(t) = \frac{2m(t)}{2 + r(t) + m(t)} \tag{83}$$

(«Очерки», IV, § 14, стр. 288 — 289).

Коэффициенты и независимые вероятности

(§ 15). На основании формул (74) и (80) легко вывести формулы, связывающие коэффициенты и независимые вероятности умереть холостым и вступить в брак.

Из уравнений (74) и (80) имеем

$$\frac{n(t)}{n'(t)} = 1 - \frac{1}{2} q^{(c)}(t) \quad \text{и} \quad \frac{n(t)}{r(t)} = 1 - \frac{1}{2}[n(t) + q^{(c)}(t)]. \tag{84}$$

Вычитая последнее равенство из первого, получаем

$$\frac{n(t)}{n'(t)} - \frac{n(t)}{r(t)} = \frac{1}{2} n(t) \quad \text{и} \quad \frac{1}{n'(t)} - \frac{1}{r(t)} = \frac{1}{2},$$

откуда

$$\frac{1}{n'(t)} = \frac{1}{2} + \frac{1}{r(t)} = \frac{2 + r(t)}{2r(t)}.$$

Разделив единицу на это уравнение, получаем выражение для независимой вероятности вступить в брак

$$n'(t) = \frac{2r(t)}{2 + r(t)}. \tag{85}$$

Подобным образом находят, что

$$r(t) = \frac{2n'(t)}{2 - n'(t)}, \tag{86}$$

$$q'^{(c)}(t) = \frac{2m^{(c)}(t)}{2 + m^{(c)}(t)}, \tag{87}$$

$$m^{(c)}(t) = \frac{2q'^{(c)}(t)}{2 - q'^{(c)}(t)}. \tag{88}$$

Эти выражения аналогичны формулам (10)—(12) для коэффициента смертности и вероятности умереть (одного изменения состояния), что нетрудно было бы усмотреть и на основании общих соображений. Независимая вероятность какого-либо явления при двух и более изменениях состояния, в котором находились все лица, входящие в первоначальную совокупность, образуется путем устранения всех других изменений, в результате чего остается только одно изучаемое событие («Очерки», IV, § 15, стр. 289—290).

Меры интенсивности при трех и более изменениях состояния

(§ 16). Нахождение мер интенсивности и их взаимоотношений для трех и более изменений первоначального состояния производится подобным же образом. Зависимые вероятности образуются путем деления числа случаев изменения данного состояния на совокупность в начале времени наблюдения, если в исследуемом населении не наблюдается миграции. В противном случае, прибегнув к гипотезе пропорциональности случаев миграции и периода времени наблюдения, к основной совокупности в начале его прибавляют половину разности между числом иммигрантов и эмигрантов [160]. Лица, постепенно вступавшие под наблюдение и выходившие из-под него, прожили под наблюдением в среднем половину периода времени наблюдения, вследствие чего по отношению к изучению интенсивности массовых явлений для всего периода их можно заменить половиной их разности.

Вывод выражений для коэффициентов разных изменений первоначального состояния и независимых вероятностей производится путем рассуждений, подобных приведенным в § 10. Общая формула для коэффициента, как показано в § 3 приложения, остается всегда неизменной, и нахождение его численного значения в каждом данном случае не встречает особых затруднений. Все случаи приращения и убыли совокупности в начале времени наблюдения трактуются как иммиграция и эмиграция в широком смысле слова при изучении смертности. При гипотезе пропорциональности время, прожитое в первоначальном состоянии совокупностью под наблюдением, или же среднее население, всегда равно числу индивидуумов, находящихся в первоначальном состоянии в середине времени наблюдения или же совокупности в начале его плюс половину разности между иммигрантами и эмигрантами в широком смысле слова.

Формулы для перехода от коэффициента к независимой вероятности остаются теми же [(85) и (87)], вследствие чего нахождение численных

[160] Случаи иммиграции и эмиграции можно рассматривать в данном случае как изменение первоначального состояния и вычислять зависимые вероятности, не устраняя предварительно влияния миграции на величину первоначальной совокупности. Такое рассмотрение, хотя формально вполне допустимо, вызывает все же возражения по существу, вследствие чего мы рассматриваем вероятности как независимые по отношению к миграции.

значений этих вероятностей при наличии коэффициентов не встречает затруднений. Вычисления их на основании фактических данных производятся подобно вычислениям коэффициента. Числителем у них является число случаев изменения состояния, а знаменатель получается из совокупности в начале времени наблюдения путем устранения влияния миграции и других изменений состояния, кроме исследуемого. Из формул (30) — (33) видно, что знаменатель в точности подобен знаменателю соответствующего коэффициента без одного вычитаемого, представляющего собой половину совокупности, вышедшей за время наблюдения из первоначальной путем того изменения состояния, интенсивность которого измеряется в данном случае. Нахождение численного значения коэффициентов в таком случае производится по формулам (86) и (88) («Очерки», IV, § 16, стр. 290—291).

2. Точные меры интенсивности демографических явлений (приложение к «Очерку» IV)

(§ 1). Для нахождения взаимоотношений разных мер и выяснения их природы требуется приложение высшей математики, которая, в свою очередь, вызывает необходимость рассмотрения смертности, брачности и других массовых явлений демографической статистики как непрерывных функций времени. В этом случае бесконечно малому приращению времени t соответствует бесконечно малое приращение исследуемой совокупности, что в сущности не соответствует действительности, так как явления демографической статистики неделимы.

Предположим, что имеют совокупность живых P и что исследуют ее по отношению к интенсивности смертности, причем предполагается, что она уменьшается лишь вследствие вымирания. Функция $P(t)$ — убывающая, и потому ее приращение во времени $dP(t)$ есть величина отрицательная. Сила смертности для начала времени наблюдения выразится формулой

$$\mu(t) = -\frac{dP(t)}{P(t)\,dt} = -\frac{d\lg_e P(t)}{dt}, \tag{1}$$

где $-dP(t)$ обозначает число смертных случаев за бесконечно малое время наблюдения dt. Вероятность умереть за это же время равна

$$q(t) = \mu(t)\,dt, \tag{2}$$

благодаря чему число смертных случаев за время dt может быть изображено также

$$-dP(t) = P(t)\,\mu(t)\,dt. \tag{3}$$

Из формулы (1) следует, что

$$\int \mu(t)\,dt = -\lg_e P(t). \tag{4}$$

Интегрируя обе части уравнения (1) в пределах $(t_1 - t_2)$. получаем

$$\int_{t_1}^{t_2} \mu(t)\,dt = \int_{t_1}^{t_2} -\frac{d\lg_e P(t)}{dt}\,dt = -[\lg_e P(t_2) - \lg_e P(t_1)] \tag{5}$$

или

$$\lg_e \frac{P(t_2)}{P(t_1)} = -\int_{t_1}^{t_2} \mu(t)\,dt, \tag{6}$$

откуда

$$\lg_e [1 - q(t)] = -\int_{t_1}^{t_2} \mu(t)\, dt, \tag{7}$$

а вероятность пережить t_2

$$1 - q(t) = e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu(t) dt}. \tag{8}$$

Вследствие этого вероятность умереть за время $(t_1 - t_2)$

$$q(t) = 1 - e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu(t) dt}. \tag{9}$$

Формула (8) и дает связь между вероятностью выжить и силой смертности.

Умножая обе части равенства (8) на совокупность в начале времени наблюдения, получают формулу, выражающую связь между совокупностью в начале и в конце времени наблюдения

$$P(t_1)[1 - q(t)] = P(t_2) = P(t_1) e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu(t) dt}. \tag{10}$$

(§ 2). Если предположить, что интенсивность смертности в течение времени $(t_1 - t_2)$ остается неизменной, из формулы (5) находят, что

$$\mu(t) = \lg_e P(t_1) - \lg_e P(t_2) \tag{11}$$

и из формулы (9)

$$q(t) = 1 - e^{-\mu(t)}. \tag{12}$$

Разлагая $e^{-\mu(t)}$ в ряд, получаем

$$q(t) = \mu(t) - \frac{\mu^2(t)}{2} + \frac{\mu^3(t)}{6} - \ldots \tag{13}$$

Взяв вместо этого ряда ряд, идущий в геометрической прогрессии с знаменателем $-\frac{\mu(t)}{2}$, причем ошибка будет $< \frac{\mu^3(t)}{12}$, получим

$$q(t) = \mu(t) - \frac{\mu^2(t)}{2} + \frac{\mu^3(t)}{4} - \frac{\mu^4(t)}{8} + \ldots, \tag{14}$$

откуда

$$q(t) = \frac{2\mu(t)}{2 + \mu(t)} \tag{15}$$

и

$$1 - q(t) = \frac{2 - \mu(t)}{2 + \mu(t)}. \tag{16}$$

Из формулы (15) получаем

$$2q(t) + q(t)\mu(t) = 2\mu(t),$$

а

$$2q(t) = 2\mu(t) - q(t)\mu(t) = \mu(t)[2 - q(t)],$$

откуда

$$\mu(t) = \frac{2q(t)}{2 - q(t)} = \frac{q(t)}{1 - \frac{q(t)}{2}}. \tag{17}$$

Подставив в уравнение (17) вместо $q(t)$ его величину

$$1 - \frac{P(t_2)}{P(t_1)} = \frac{P(t_1) - P(t_2)}{P(t_1)},$$

получаем

$$\mu(t) = \frac{2[P(t_1) - P(t_2)]}{P(t_1)\left[2 - \frac{P(t_1) - P(t_2)}{P(t_1)}\right]} = \frac{2[P(t_1) - P(t_2)]}{[2P(t_1) - P(t_1) + P(t_2)]},$$

откуда

$$\mu(t) = \frac{2[P(t_1) - P(t_2)]}{P(t_1) + P(t_2)} = \frac{2M(t)}{P(t_1) + P(t_2)}, \tag{18}$$

где $M(t)$ обозначает число смертных случаев, вышедших из совокупности $P(t_1)$ за время $(t_1—t_2)$.

(§ 3). Коэффициент смертности определяют как отношение между числом смертных случаев за известное время и временем, прожитым данной совокупностью или средним населением, числовые значения которых одинаковы. Обозначив его через m, имеем

$$m(t) = \frac{M(t)}{\int_{t_1}^{t_2} P(t)dt}. \tag{19}$$

По формуле (3) находим, что число смертных случаев за бесконечно малое время dt равно

$$-dP(t) = P(t)\,\mu(t)dt.$$

Интегрируя обе части этого уравнения в пределах $(t_1 - t_2)$, получаем

$$P(t_1) - P(t_2) = M(t) = \int_{t_1}^{t_2} P(t)\,\mu(t)dt. \tag{20}$$

Подставив в уравнение (19) вместо M его величину из уравнения (20), имеем

$$m(t) = \frac{\int_{t_1}^{t_2} P(t)\,\mu(t)\,dt}{\int_{t_1}^{t_2} P(t)\,dt}. \tag{21}$$

Последняя формула показывает, что коэффициент и сила суть величины однородные и что первый, имея в качестве знаменателя прожитое время, находится в простой зависимости от последнего.

До сих пор предполагалось, что совокупность $P(t)$ изменяется лишь в силу вымирания лиц, которые ее образуют. Предположим теперь, что за время $(t_1—t_2)$ наблюдалось J случаев иммиграции и E случаев эмиграции. Обозначив через $\delta P(t)$ приращение совокупности $P(t)$ в силу миграции за бесконечно малый промежуток времени dt, получаем,

что вся величина изменения совокупности $P(t)$ за время dt выразится формулой

$$-\frac{dP(t)}{dt}\,dt = P(t)\,\mu(t)\,dt - \delta P(t). \tag{22}$$

Так как вся величина прироста в силу миграции равна

$$J - E = \int_{t_1}^{t_2} \delta P(t), \tag{23}$$

интегрируя уравнение (22), получаем

$$P(t_1) - P(t_2) = \int_{t_1}^{t_2} P(t)\,\mu(t)\,dt - J + E. \tag{24}$$

Но вследствие того, что

$$P(t_2) = P(t_1) - M(t) + J - E, \tag{25}$$

из равенства (24) получаем

$$M(t) = \int_{t_1}^{t_2} P(t)\,\mu(t)\,dt,$$

т. е. для общего числа смертных случаев из совокупности $P(t_1)$ за время $(t_1 - t_2)$ имеет силу та же формула, что и для закрытого населения, где не наблюдается миграции. Разделив $M(t)$ на прожитое время (среднее население), получают для коэффициента смертности формулу (21).

(§ 4). Понятие независимой вероятности можно применить и к одному изменению состояния [161]. Независимая вероятность должна в этом случае показать результаты такого изменения совокупности, которое имело бы место, если бы изменения за бесконечно малые промежутки времени постоянно относились к совокупностям в начале каждой частицы времени, т. е. если бы величина совокупности P оставалась неизменной в течение всего времени наблюдения.

Величина ее выражается

$$v(t) = -\int_{t_1}^{t_2} \frac{dP(t)}{P(t)} = -\int_{t_1}^{t_2} \frac{d\lg_e P(t)}{dt}\,dt. \tag{26}$$

Последнее выражение на основании формул (5) и (7) можно преобразовать

$$v(t) = \int_{t_1}^{t_2} \mu(t)\,dt \tag{27}$$

и

$$v(t) = -\lg_e [\,1 - q(t)\,]. \tag{28}$$

Формула (28) и дает связь между зависимой и независимой вероятностью, причем из этого же выражения следует, что при предположе-

[161] E. Blaschke, Vorlesungen über mathematische Statistik, Leipzig, 1906, стр. 67.

нии неизменности силы за время наблюдения все приближенные формулы для значения силы и коэффициента совпадают со значениями независимой вероятности, т. е.

$$v(t) = m(t) = \mu(t). \tag{29}$$

(§ 5). Коэффициент для брачности, рождаемости и других массовых явлений демографической статистики конструируется аналогично коэффициенту смертности. Обозначив коэффициент брачности через $r(t)$, его числовое значение находят путем деления числа браков, заключенных за время $(t_1—t_2)$, на время, прожитое совокупностью $P^{(c)}(t)$ холостых, или среднее население

$$r(t) = \frac{N(t)}{\int_{t_1}^{t_2} P^{(c)}(t)\,dt}. \tag{30}$$

Эта формула следует непосредственно из формул § 3 приложения, так как случаи вступления в брак, равно как и другие случаи изменения состояния, можно трактовать по аналогии с миграцией населения. Коэффициент всякого изменения состояния сводится на среднюю подобно коэффициенту смертности.

(§ 6). Выведем формулу для независимой вероятности вступления в брак. Предположим, что имеется совокупность $P^{(c)}(t)$ неженатых, из которой за время наблюдения вышло $N(t)$ случаев вступления в брак. Сила брачности в общем случае выражается формулой

$$\nu(t) = \frac{dN(t)}{P^{(c)}(t)dt}. \tag{31}$$

Предположим, что в совокупности $P^{(c)}(t)$ всякий умерший холостой немедленно замещается новым холостым, вполне однородным с выбывшим. Силу брачности в таком случае можно написать по аналогии с силой смертности по формуле

$$\nu'(t) = -\frac{dP^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t)dt}. \tag{32}$$

Интегрируя это уравнение в пределах $(t_1 — t_2)$, получаем

$$\int_{t_1}^{t_2} \nu'(t)dt = -\int_{t_1}^{t_2} \frac{dP^{(c)}(t)}{P^{(c)}(t)dt}\,dt, \tag{33}$$

что и есть, как показывает формула (26) приложения, выражение для независимой вероятности одного изменения состояния.

Вторую половину этого уравнения по формулам (5) и (7) приложения можно преобразовать в $-\lg_e \frac{P^{(c)}(t_2)}{P^{(c)}(t_1)}$ или $-\lg_e[1 — n'(t)]$, где $n'(t)$ — независимая вероятность вступить в брак.

Из формулы (33) следует

$$\lg_e[1 — n'(t)] = -\int_{t_1}^{t_2} \nu'(t)\,dt \tag{34}$$

и

$$1 — n'(t) = e^{-\int_{t_1}^{t_2} \nu'(t)\,dt}. \tag{35}$$

$$n'(t) = 1 - e^{-\int_{t_1}^{t_2} \nu'(t)\,dt}. \tag{36}$$

Формула эта и дает связь между независимой вероятностью и силой брачности.

На основании подобных рассуждений выводится выражение для независимой вероятности умереть холостым

$$q'^{(c)}(t) = 1 - e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu'^{(c)}(t)\,dt}, \tag{37}$$

$$1 - q'^{(c)}(t) = e^{-\int_{t_1}^{t_2} \mu'^{(c)}(t)\,dt}. \tag{38}$$

Подобные же формулы имеют силу для любого изменения состояния безотносительно к тому, как велико число изменений, которыми прекращается существование первоначального состояния, в котором находились все лица основной совокупности в начале времени наблюдения.

(§ 7). Выражение для зависимой вероятности жениться, умереть и подобных им величин при помощи сил легко вывести путем следующих рассуждений [162]. Обозначив через n обычную вероятность жениться, имеем

$$n(t) = \frac{N(t)}{P^{(c)}(t)}. \tag{39}$$

Число браков за бесконечно малое время dt выразится формулой

$$dN(t) = P^{(c)}(t)\,\nu(t)\,dt.$$

Интегрируя это уравнение, получаем, что число браков за время $(t_1 - t_2)$ равно

$$N(t) = P^{(c)}(t_1)n(t) = \int_{t_1}^{t_2} P^{(c)}(t)\,\nu(t)dt. \tag{40}$$

Число холостых в конце времени наблюдения dt будет

$$P^{(c)}(t+dt) = P^{(c)}(t) - P^{(c)}(t)\,\nu(t)dt - P^{(c)}(t)\,\mu^{(c)}(t)dt =$$
$$= P^{(c)}(t)\{1 - [\nu(t)\,dt + \mu^{(c)}(t)\,dt]\}, \tag{41}$$

где $\nu(t)dt$ и $\mu^{(c)}(t)dt$ — вероятности брака и смерти холостых за время dt. На основании формулы (10) приложения получаем

$$P^{(c)}(t_2) = P^{(c)}(t_1) \cdot e^{-\int_{t_1}^{t_2} \nu(t)at + \mu^{(c)}(t)\,dt}. \tag{42}$$

Подставив эту величину в уравнение (40), имеем

$$N(t) = P^{(c)}(t_1) \cdot \int_{t_1}^{t_2} \nu(t)\,dt \cdot e^{-\int_{t_1}^{t_2} \nu(t)dt - \int_{t_1}^{t_2} \mu^{(c)}(t)\,dt}. \tag{43}$$

---

[162] J. Karup, Die Finanzlage.., стр. 49; P. Spangenberg, Die Karupsche Theorie.., стр. 121—122; Б. Ф. Малешевский, Теория и практика пенсионных касс, т. II, ч. 1, § 186.

Разделив обе части предыдущего уравнения на $P^{(c)}(t_1)$, получаем

$$\frac{N(t)}{P^{(c)}(t_1)} = n(t) = \int_{t_1}^{t_2} \nu(t)\,dt \cdot e^{-\int_{t_1}^{t_2} \nu(t)dt - \int_{t_1}^{t_2} \mu^{(c)}(t)\,dt}, \tag{44}$$

что можно написать также

$$n(t) = \int_{t_1}^{t_2} e^{-\int_{t_1}^{t_2} [\nu(t) + \mu^{(c)}(t)]\,dt} \cdot \nu(t)\,dt. \tag{45}$$

Последнее уравнение дает точную связь между зависимой или обыкновенной вероятностью вступить в брак и силами брачности и смертности холостых.

На основании подобных рассуждений нетрудно получить выражение для вероятности умереть холостым

$$q^{(c)}(t) = \int_{t_1}^{t_2} e^{-\int_{t_1}^{t_2} [\nu(t) + \mu^{(c)}(t)]dt} \cdot \mu^{(c)}(t)dt. \tag{46}$$

Формулу для нахождения зависимых вероятностей по независимым при двух изменениях состояния, удобную для практических целей, находят следующим образом [163]. Предположив, что промежуток времени $(t_1—t_2)$ равен единице, имеем $1>t>0$. Значение интеграла

$$e^{-\int_0^t \mu^{(c)}(t)\,dt}$$

лежит в этом случае между $1 - q'^{(c)}(t)$ и 1. Предположив, что он приблизительно равен

$$1 - \frac{q'^{(c)}(t)}{2},$$

на основании равенства (45) имеем

$$n(t) = (1 - \frac{q'^{(c)}(t)}{2}) \int_0^1 e^{-\int_0^t \nu(t)\,dt} \cdot \nu(t)dt = -\left(1 - \frac{q'^{(c)}(t)}{2}\right) \int_0^1 de^{-\int_0^t \nu(t)\,dt} =$$

$$= -(1 - \frac{q'^{(c)}(t)}{2})(e^{-\int_0^1 \nu(t)\,dt} - 1) = n'(t)(1 - \frac{q'^{(c)}(t)}{2}). \tag{47}$$

Подобным образом из равенства (46) получают

$$q^{(c)}(t) = q'^{(c)}(t)(1 - \frac{n'(t)}{2}). \tag{48}$$

(§ 8). Выведем формулу для определения величины независимой вероятности вступления в брак при наличии разных изменений состоя-

[163] P. Spangenberg, Die Karupsche Theorie.., стр. 123—124.

ния и миграции за время наблюдения. Обозначим через $P^{(c)}(0)$ совокупность холостых в начале его и предположим, что совокупность эта находилась под наблюдением один год. Предположим также, что она уменьшается не только вследствие смертности и брачности, но и других явлений, причем она может испытывать приращение путем иммиграции холостых. Обозначим через $N(t)$ число браков между 0 и (t). Сила брачности и независимая вероятность жениться будут тогда

$$\nu(t) = \frac{dN(t)}{P^{(c)}(t)\,dt}$$

и

$$n'(t) = 1 - e^{-\int_0^1 \frac{dN(t)}{P^{(c)}(t)}}.$$

Для того чтобы определить величину этого интеграла, приходится прибегнуть к той или иной гипотезе. Предположив, что случаи изменения состояния и иммиграции пропорциональны времени, что во многих случаях ближе всего соответствует действительности, т. е. что

$$P^{(c)}(t) = P^{(c)}(0) + [P^{(c)}(1) - P^{(c)}(0)]\cdot t \tag{49}$$

и

$$N(t) = N(1)\cdot t,$$

получают

$$n'(t) = 1 - \left(\frac{P}{P+D}\right)^{\frac{N}{D}}, \tag{50}$$

где P обозначает для краткости $P^{(c)}(0)$, $P^{(c)}(1) - P^{(c)}(0) = D$ и $N = N(1)$.

Формулу эту можно также написать

$$n'(t) = 1 - \left(1 - \frac{D}{P+D}\right)^{\frac{N}{D}}. \tag{51}$$

Разлагая последнее равенство по степеням $D/P + D$, имеем

$$n'(t) = \frac{N}{P+D} - \frac{N(N-D)}{2(P+D)^2} + \frac{N(N-D)(N-2D)}{2\cdot 3\cdot (P+D)^3} - \ldots \tag{52}$$

Но

$$\frac{N}{P+\frac{1}{2}(D+N)} = \frac{N}{P+D+\frac{1}{2}(N-D)} =$$

$$= \frac{N}{P+D} - \frac{N(N-D)}{2(P+D)^2} + \frac{N(N-D)^2}{4(P+D)^3} - \ldots, \tag{53}$$

благодаря чему можно написать

$$n'(t) = \frac{N}{P+\frac{1}{2}(D+N)} + \frac{1}{12}\cdot\frac{ND^2}{P^3} - \frac{1}{12}\cdot\frac{N^3}{P^3} + \ldots \tag{54}$$

или приблизительно

$$n'(t) = \frac{N}{P+\frac{1}{2}(D+N)}. \tag{55}$$

Если обозначить через E число вышедших из-под наблюдения по другим основаниям, чем смерть и вступление в брак, через J — число вновь вступивших под наблюдение, $M^{(c)}$ — число умерших холостых, тогда

$$D = P^{(c)}(1) - P^{(c)}(0) = J - N - M^{(c)} - E$$

и

$$n'(t) = \frac{N}{P + \frac{1}{2}(J - M^{(c)} - E)}. \tag{56}$$

Подобным же образом получают выражение для независимой вероятности умереть холостым [164]

$$q'^{(c)}(t) = \frac{M^{(c)}}{P + \frac{1}{2}(J - E - N)}. \tag{57}$$

(§ 9). Предположим, что первоначальная совокупность холостых $P^{(c)}(t_1)$ уменьшается в течение конечного периода времени $(t_1 - t_2)$ вследствие смерти холостых и их вступления в брак. Определим обычную вероятность для лиц из этой совокупности пережить в холостом состоянии момент t_2. Величина ее выражается формулой

$$p^{(c)}(t) = \frac{P^{(c)}(t_2)}{P^{(c)}(t_1)}.$$

Совокупность

$$P^{(c)}(t_1 + \Delta t) = P^{(c)}(t_1) - [N(t_1 + \Delta t) - N(t_1)] - [M^{(c)}(t_1 + \Delta t) - M^{(c)}(t_1)],$$

где $N(t_1)$ — число вступивших в брак, а $M^{(c)}(t_1)$ — умершие до момента t_1. Можно поэтому написать

$$\frac{dP^{(c)}(t_1)}{P^{(c)}(t_1)} = -\frac{dN(t_1)}{P^{(c)}(t_1)} - \frac{dM^{(c)}(t_1)}{P^{(c)}(t_1)} = -\nu(t_1)\,dt_1 - \mu^{(c)}(t_1)\,dt_1. \tag{58}$$

Интегрируя последнее равенство в пределах $(t_1 - t_2)$, имеем

$$p^{(c)}(t) = \frac{P^{(c)}(t_2)}{P^{(c)}(t_1)} = e^{-\int_{t_1}^{t_2}\nu(t_1)dt_1} \cdot e^{-\int_{t_1}^{t_2}\mu^{(c)}(t_1)dt_1}. \tag{59}$$

Как видно из формул (35) и (38), вторая половина равенства (59) есть произведение независимой вероятности не вступить в брак и не умереть холостым за время $(t_1 - t_2)$. Можно поэтому написать

$$p^{(c)}(t) = [1 - n'(t)] \cdot [1 - q'^{(c)}(t)]. \tag{60}$$

Теорема умножения независимых вероятностей для получения обычной вероятности пережить конец времени наблюдения в первоначальном состоянии носит общий характер и имеет силу для любого количества изменения состояния. Формуле (60) присущ точный характер, причем она показывает, что конструкция независимых вероятностей при вычислениях таблиц брачности, инвалидности и других имеет существенные практические преимущества [165] (Приложение к очерку IV, § 1—9, стр. 292—304).

---

[164] J. Karup, Die Finanzlage.., стр. 47—48; P. Spangenberg, Die Karupsche Theorie.., стр. 126—127.

[165] L. v Bortkiewicz, Anwendungen.., § 12; P. Spangenberg, Die Karupsche Theorie.., стр. 107—109; E. Blaschke, Vorlesungen.., стр. 68—71.

ГЛАВА IV

ВЕЛИЧИНЫ И МЕРЫ, ПРИМЕНЯЮЩИЕСЯ В ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКЕ

1. Образование совокупностей на основании материалов массового наблюдения

Графические изображения в демографии

(§ 1). Особенности материала массового наблюдения создают необходимость выработки теории взаимоотношений между разными совокупностями, выделенными по времени, так же как и учения о том, каким образом разные группы индивидуумов, входящих в совокупности, образуемые на основании этого материала, слагаются и разлагаются одни из других. Эта чисто формальная часть демографии имеет общее значение, давая точные указания, как материал должен быть сведен для получения совокупностей, необходимых для разрешения той или иной проблемы на основании материалов массового наблюдения. Самым простым и удобным средством для развития этой формальной теории является пользование графическим методом. Изучение взаимоотношений между совокупностями необходимо начать с одного изменения состояния, а затем уже перейти к нескольким.

Графические изображения обычно разделяют на диаграммы и картограммы, что производится при помощи чисто внешнего критерия [166]. Назначение графических изображений состоит в облегчении восприятия результатов статистических исследований: в первом случае — изображая при помощи линий или других геометрических знаков изменения тех или иных явлений, во втором — нанося на географическую карту разные величины, показывающие меру изучаемого явления.

Представляется возможным еще другое деление, имеющее более глубокий научный смысл. Фактически графические изображения имеют двоякое применение в статистике населения. В огромном большинстве случаев они имеют педагогическое значение наглядности и легкости восприятия, но в математической статистике пользуются изображениями, которые обладают не только этими качествами, они имеют также самостоятельное научное значение и ценность. Изображения эти дают не число случаев того или иного явления, но показывают пределы совокупно-

[166] Ср. Ю. Э Я н с о н, Теория статистики, изд. 3, Спб., 1891, стр. 531—532, 559 и след.

стей разных массовых явлений, их взаимоотношения, способы, как отдельные случаи соединяются в совокупности и т. п. Они дают возможность не только показать отношения, существующие между отдельными совокупностями, но с их помощью можно доказать эти отношения геометрически, что легче, чем всякий другой путь. Хотя способ подобного пользования геометрическими конструкциями весьма стар, все же, по-видимому, только В. Лексис [167] впервые ясно разделил эти два типа. Странным представляется, что и в начале XX в. совсем забыли о том, что первое применение графических изображений для доказательства разных отношений, существующих между статистическими совокупностями, обязано никому иному, как творцу первой полной таблицы смертности Э. Галлею [168], который воспользовался этим путем для вычисления продолжительности брака.

Графическими изображениями пользуются в демографической статистике либо только для иллюстрации, либо в качестве более наглядного и простого средства для доказательства разных отношений, существующих между совокупностями, с которыми имеют дело. Одно и то же изображение может порой служить для первой и для второй цели в зависимости от предпосылок, из которых исходят. Существует несколько видов этих изображений. Мы пользуемся в дальнейшем системой В. Лексиса, ввиду того, что она, отличаясь наибольшей простотой, характеризует в достаточной мере взаимоотношения между совокупностями лиц, находящихся в данном состоянии и выбывших из него («Очерки», V, § 1, стр. 305—308).

---

[167] «Abhandlungen...», стр. 1, где дается переработка статьи «La représentation graphique de la mortalité au moyen de points mortuaires», напечатанной в «Annales de Démographie internationale», IV année, Paris, 1880. На стр. 297 В. Лексис отмечает, что эти графические изображения «недавно введены в науку». См. также E. C z u b e r, Wahrscheinlichkeitsrechnung, II Bd., 2 Aufl., § 217.

[168] E. H a l l e y (Галлей), An Estimate of the Degrees of the Mortality of Mankind, «Philosophical Transactions», vol. XVII (1693). См. также работу J. B. J. F o u r i e r (Фурье), Notions générales sur la population и исследование средней и вероятной продолжительности жизни у L. M o s e r (Мозер), Gesetze der Lebensdauer, Berlin, 1839, стр. 98. С этой точки зрения не прав такой знаток истории статистики, как М. Блок, который, принимая приведенное выше деление графических изображений на диаграммы и картограммы и указав на неправильность и неопределенность представлений о том, кто впервые применил диаграммы в статистике, устанавливает первенство В. Плэйфера. См. «Traité théorique et pratique de statistique», 2 éd., Paris, 1886, стр. 401. М. Блок имеет при этом в виду работу «The Statistical Breviary etc», London, 1801, переведенную в 1802 г. на французский язык Д. Ф. Доннаном под названием «Eléments de statistique». Он ссылается также на авторитет J. P e u c h e t (Пёше), Statistique élémentaire de la France, Paris, 1805, стр. 33. Мнение это, даже по отношению к В. Плэйферу, следует признать совершенно ошибочным. В указанной работе и к тому же в цитате, приводимой самим М. Блоком, В. Плэйфер указывает, что он применяет графический метод 16 лет. Дата эта, по-видимому, относится к году издания работы «The Commercial and Political Atlas», London, 1786, но это не согласуется с предисловием к ней. Она состоит только из статистических диаграмм и их описаний, причем он указывает, что первая часть ее была опубликована в 1775 г., и предлагает обменивать это издание на более удобное позднейшее. Первого издания в Британском музее не имеется, и найти его нам не удалось. В предисловии к изданию 1786 г. на стр. III имеется любопытное указание, что графический метод известен многим ученым. «Хотя с уместностью и обоснованностью изображения денежных сумм и времени в пространстве охотно соглашается большинство, все же немногие люди опасаются, что при этом может быть некоторый обман, в отношении которого они не отдают себе отчета...» Картограммы были построены впервые, по-видимому, А. Ф. В. Кроме (Crome). См. «Productenkarte von Europa, mit dem dazu gehörigen Buche: Europens Producte», I Aufl., Dessau, 1782, 2 Aufl., Leipzig, 1783.

Применение графического метода для выяснения движения средней продолжительности жизни в связи с возрастом, сделанное на основании таблицы смертности Д. Граунта, Г. Гюйгенсом (Chr. Huygens) в письмах к его брату в 1669 г., поскольку об этом можно судить по изложению Г. Вестергорда, в свое время опубликовано не было. См. «Die Lehre von der Mortalität...», 2 Aufl., стр. 32—33.

Демографическая сетка

(§ 2). Обратившись к чертежу [169], нетрудно видеть, что он может служить для целей наглядности изображения в том случае, когда данные имеют вид демографических биографий. Их представляют в виде прямых, пропорциональных продолжительности жизни, на которых при помощи той или иной системы знаков нанесены все демографически важные события в жизни человека. Отнеся эти жизненные линии к основанию x_0x_0, представляющему возраст при рождении или нуль, и проведя ряд параллелей x_1x_1, x_2x_2, x_3x_3 и т. д., представляющих границу возраста, скажем 1, 2, 3 года, получим в наглядной форме общую теоретическую схему представления массовых явлений статистики населения и моральной как функций возраста.

Существенно иное значение получает этот чертеж, когда его относят к материалу статистики населения. Линии x_0x_0, x_1x_1, x_2x_2,.. сохраняют и в этом случае свое значение пределов возраста, но ввиду привлечения в расчеты новых элементов — времени рождения и времени наблюдения — необходимо пополнить сетку линиями, обозначающими эти моменты.

Линия x_0x_0 представляет в этом случае не только начальный возраст, но также время от начала летоисчисления. Точка n_2 на ней может обозначать любой момент времени, скажем начало 1900 г. Линию x_0x_0 делят на части $n_2n_3=n_3n_4=n_4n_5=..$, которые изображают периоды времени (годы). Жизнь каждого отдельного человека представляется на демографической сетке жизненными линиями — перпендикулярами к x_0x_0, начало которых соответствует моменту времени рождения каждого индивидуума. Предположив, что точка n_2 означает начало 1900 г., точка n_3 будет означать конец его или начало 1901 г. и т. д. Так как рождения происходят в течение всего года, из каждой точки отрезков n_2n_3, n_3n_4,.. на линии x_0x_0 будут исходить жизненные линии. В больших государствах на каждый момент времени приходится по много рождений, вследствие чего чертеж этот можно было бы представить также в виде стереограммы, чтобы каждая линия жизни могла иметь свое особое место. На этих линиях по-прежнему должны быть нанесены разные события в жизни человека, регистрируемые демографической статистикой.

Каждое отдельное событие может быть охарактеризовано с точки зрения непрерывного признака (времени) и притом в трех отношениях. Время рождения индивидуума n, его возраст x и время наблюдения t для каждого отдельного лица связаны уравнением

$$t = n + x \qquad (1)$$

Зная две величины, всегда можно определить третью, но только в том случае, когда имеют дело с отдельным индивидуумом.

Время наблюдения находят на сетке весьма просто. Ко времени рождения n нужно прибавить возраст, когда данное событие имело место. Это получают путем прибавления отрезка жизненной линии до этого возраста к точке, когда данное лицо родилось, или же повертывая эту линию направо вплоть до слияния ее с основанием x_0x_0. Такое сложение линий имеет то неудобство, что при этом приходится каждый раз фактически производить его. К тому же использование одной и той же линии как меры времени рождения и времени наблюдения само по себе не рационально. Проведя прямые справа налево под углом в 45° к основанию x_0x_0, устраняют необходимость повертывания жизненных линий индивидуумов. Угол этот берется для того, чтобы и на чертеже имело

[169] См. приложение 1.

силу равенство $t=n+x$, так как в этом случае имеют прямоугольный треугольник с равными катетами.

Проведя из точек n_2, n_3, n_4,.. диагонали t_2t_2, t_3t_3, t_4t_4 и т. д., разбивают время наблюдения на периоды той же продолжительности, что и время рождения и возраст (годы). Каждая из линий t_3t_3, t_4t_4, t_5t_5,.. обозначает определенный момент времени наблюдения, и все индивидуумы, жизненные линии которых пересекаются этими линиями, живут, находясь в том или ином состоянии (браке, холостячестве, вдовстве и т. д.) в известный момент. В демографической статистике эти данные собираются при помощи народной переписи, регистрирующей ряд состояний, в которых находились живые в момент ее производства. Чтобы чертеж более соответствовал действительности и мог служить не только для доказательства разных взаимоотношений между совокупностями, но также и для целей практических — облегчения и иллюстрирования построения таблиц смертности и других комбинированных таблиц,— x_0x_0 должна быть продолжена налево для того, чтобы на нее можно было нанести достаточное число поколений людей, родившихся в исследуемой местности, а промежуток между линиями x_0 и x_ω должен изображать наивысший возраст, до которого люди доживают.

Каждое событие статистики населения и моральной характеризуется на демографической сетке точкой, где пересекаются линии, представляющие время рождения индивидуума, его возраст и время наблюдения события. Если представить на чертеже не только пределы (годичные) времени, а все линии для всех значков, изображающих разные события в жизни индивидуумов, входящих в исследуемую совокупность, получим то же отношение между тремя моментами времени, что и прежде, т. е. $t=n+x$. Нетрудно также убедиться, что раз положение точки определяется пересечением двух прямых, достаточно иметь любые две линии для определения положения третьей.

Предположим, что данное лицо родилось как раз в момент n_5 (начало 1905 г.) и что демографическое событие произошло, когда ему было ровно 4 года. Точка пересечения линий n_5n_5 и x_4x_4 и указывает место события на чертеже. Как на основании простых рассуждений, так и из чертежа ясно, что событие это могло быть наблюдаемо в момент времени t_9, т. е. в начале 1909 г. Следовательно, можно написать, что время рождения определяется при помощи формулы

$$n = t - x, \tag{2}$$

а возраст

$$x = t - n. \tag{3}$$

Все жизненные линии, лежащие между точками n_5n_6, принадлежат поколению лиц, родившихся в течение 1905 г. Подобным образом все жизненные линии и знаки, обозначающие демографические события и лежащие между двумя диагоналями t_9t_9 и $t_{10}t_{10}$, принадлежат лицам, которые могли быть наблюдаемы в течение 1909 г. Некоторые из них пережили этот год, другие умерли, часть их изменила свое первоначальное состояние. Каждая точка вертикали (жизненной линии) означает место демографического события, происшедшего в жизни, которая возникла в момент, обозначаемый началом этой вертикали. Каждая точка горизонтали обозначает один и тот же промежуток времени, протекший от начала жизни, или возраст, и, наконец, каждая точка диагонали означает время возникновения демографического события, которое произошло в жизни какого-либо индивидуума и которое можно было наблюдать в момент, указанный этой диагональю.

Зная место значка, обозначающего то или иное явление, легко найти, когда данное лицо родилось, его возраст и время возникновения события. Ясно, что все значки демографических событий, лежащие на одной и той же вертикали или жизненной линии, означают события, относящиеся к одному и тому же индивидууму; расположенные на одной и той же горизонтали — ко всем индивидуумам данной совокупности, но происшедшие в одном и том же возрасте, и на одной диагонали — наблюдаемые в одно и то же время.

Так как при сводке материалов статистики населения и моральной приходится ограничиваться немногими признаками, весьма важным представляется теоретическое разрешение вопроса, какая группировка первичного материала в связи с возрастом, временем рождения и наблюдения представляется необходимой для вычисления демографических мер и заполнения общей схемы представления («Очерки», V, § 2, стр. 308—312 и график на стр. 453).

Совокупности живых (§ 3). Все совокупности, с которыми имеют дело в статистике населения и моральной, можно разделить на совокупности находящихся в определенном состоянии и вышедших из него, примером чего могут служить живые и умершие при изучении смертности.

При сводке, по самому существу предмета, приходится брать не мгновения, а периоды времени, т. е. родившихся за время n_2/n_3 (год, месяц, неделя, день), или в возрасте x_0/x_1 или умерших за время t_2/t_3. При сводке данных текущих записей и распределении живых по возрасту, как это приводится в народных переписях, время всегда представляется в виде периода. Для каждого из трех элементов времени имеют поэтому два предела: высший и низший. Указанные три системы линий, показывающих пределы времени (по годам), разбивают демографическую сетку на ряд геометрических фигур, в пределах которых находятся разнообразные значки, обозначающие демографические события: вступление в брак, рождение ребенка для родителей, совершение преступления, наконец, смерть.

В зависимости от того, сколько и какие берутся из этих шести пределов, получают разные совокупности, имеющие значение и смысл для демографической статистики или не имеющие их. Порядок расположения пределов не оказывает никакого влияния на образование статистических совокупностей, в силу чего необходимым представляется нахождение числа и вида всех возможных совокупностей случаев изменения первоначального состояния, определяемых путем соединений высших и низших пределов для всех трех систем линий. Материальное значение совокупностей, которые получаются путем подсчета демографических значков в пределах каждой фигуры на демографической сетке, зависит от пределов, которые берут при их образовании. Пределы же эти изображаются прямыми, пересечения которых образуют разные геометрические фигуры, причем во многих случаях уже сама форма той или иной фигуры показывает, что данной совокупности не может быть приписано статистическое значение.

Образование сколько-нибудь определенной совокупности при помощи только двух пределов так же невозможно, как и построение геометрической фигуры при помощи двух прямых, представляющих эти пределы. Материальное значение может быть приписано только совокупностям, ограниченным тремя, четырьмя, пятью и шестью пределами. Теория сочетаний дает одно значение для всех шести элементов, шесть — для пяти, пятнадцать — для четырех и двадцать — для трех. Из них са-

мостоятельное значение и смысл имеют лишь пять совокупностей: три главные и две элементарные.

Совокупности родившихся в один и тот же момент времени не играют никакой роли в области научной статистики. С одной стороны, они не могут быть значительны по своим размерам, а с другой, на практике всегда приходится довольствоваться более или менее длинными периодами времени [170]. Иную роль имеют живые в какой-либо момент других двух элементов. При установлении количества живых в тот или иной момент времени наблюдения имеют дело с так называемыми «современниками». Под ними понимают тех индивидуумов, которые имеются налицо в данный момент в данном состоянии: живые вообще или с подразделением их по разным категориям, полу, возрасту, гражданскому состоянию и т. п. С другой стороны, объектом статистического исследования может быть установление величины совокупностей ровесников, т. е. лиц, переживших в данном состоянии тот или иной момент возраста. В качестве таких моментов фигурируют обычно одногодичные возрастные пределы. При заполнении общей схемы представления главное значение имеют ровесники, но непосредственное получение их на основании фактического материала статистики населения не представляется возможным, за исключением ровесников возраста нуль или новорожденных.

Современники получаются на демографической сетке путем подсчета жизненных линий, пересекающих ту или иную диагональ. Если имеют дело с измерениями смертности, подсчету подвергаются все жизненные линии, в других случаях — лишь тех лиц, которые находятся в определенном состоянии. Величины совокупностей современников устанавливаются непосредственно — при помощи переписи населения. Ровесники получаются путем подсчета жизненных линий, пересекающих горизонтали, обозначающие определенный момент возраста. В дальнейшем символами ${}^{t}l$, ${}_{n_2/n_3}{}^{t}l$ и ${}^{t}l_{x/x+a}$ мы обозначаем совокупности современников [171] в момент времени наблюдения t вообще, из поколения n_2/n_3 и в возрасте от $x/x+a$. Подобным образом ровесники возраста x вообще, из поколения n_2/n_3 и наблюдавшиеся за время от t до $t+a$ обозначаются символами l_x, ${}_{n_2/n_3}l_x$ и ${}^{t/t+a}l_x$. Для обозначения живых, находящихся в определенном состоянии (холостых, состоящих в браке, вдовстве и т. д.) приходится вводить новый значок сверху справа, что несколько неудобно ввиду того, что так обозначают степень в алгебре.

Для обозначения числа событий данного вида (смертей, браков и т. д.) в той или иной совокупности, представляемой графически, мы пользуемся символом G (группа, совокупность), обозначая возраст снизу направо, время рождения — снизу налево и время наблюдения — сверху налево. Совокупность какого-либо вида для всех трех периодов изображается ${}^{t_9/t_{11}}_{n_5/n_7}G_{x_3/x_5}$, что читают: совокупность случаев данного вида из родившихся между n_5 и n_7, происшедших в возрасте от x_3 до x_5 и наблюдавшихся за время $t_9 - t_{11}$. Для ближайшего обозначения этих случаев следует пользоваться теми же значками справа сверху, что и для живых («Очерки», V, § 3, стр. 312—315).

---

[170] Мы не принимаем при этом во внимание «суррогатов» этих совокупностей, с которыми порой оперируют в страховании. Сводку здесь производят иногда не по гражданским годам, а с 1 июля по 30 июня, предполагая при этом, что все лица, рождения которых имели место в этих пределах, родились 1 января соответствующего года.

[171] В. Лексис обозначает ровесников L^1, а современников — L^2. Мы предпочитаем обозначать живых через l, так как символ этот рекомендован Интернациональным конгрессом актуариев.

Главные и элементарные совокупности случаев изменения состояния

(§ 4). При внимательном рассмотрении почти все возможные с теоретической точки зрения совокупности случаев изменения первоначального состояния отпадают. Они либо не имеют статистического смысла и значения, либо не существует ни теоретических, ни практических оснований для производства сводки первичного материала подобным образом. Практическое и теоретическое значение имеют только три так называемые главные и две элементарные совокупности. Первые выделяются путем высших и низших пределов каких-либо двух элементов, вторые представляют совокупности, ограниченные всеми тремя признаками.

При образовании первой главной совокупности имеют дело со случаями, наступившими в жизни лиц из какого-либо поколения в возрасте от x до $x+1$. На чертеже она получается путем подсчета соответствующих значков в квадратах, ограниченных двумя пределами: времени рождения n и возраста x. Примером может служить совокупность, представляющая случаи изменения исследуемого состояния в квадрате $n_9n_{10}a_3a_4$ или ${}_{n_9/n_{10}}G_{x_0/x_1}$, которая читается: совокупность (умерших) из поколения n_9/n_{10} (1909 г.) в возрасте от x_0 до $x+1$ (на первом году жизни). Вторая главная совокупность ограничена двумя пределами времени наблюдения t и времени рождения n как совокупность ${}^{t_{11}/t_{12}}_{n_9/n_{10}}G$ (параллелограмм $a_4b_4c_5b_5$), представляющая случаи, зарегистрированные в 1911 г., как происшедшие в жизни поколения 1909 г. Третья главная совокупность ограничена двумя пределами: возраста и времени наблюдения. Примером ее может служить число значков в параллелограмме $a_3a_4b_3b_4$ или ${}^{t_{10}/t_{11}}G_{x_1/x_2}$, т. е. число случаев, зарегистрированных в течение 1910 г., как происшедшие в жизни лиц в возрасте от 1 до 2 лет.

Как видно из чертежа, каждая из этих совокупностей, будучи ограничена двумя одинаковыми (годичными) периодами, имеет двойной период для третьего элемента ввиду того обстоятельства, что как рождения, так и случаи изменения состояния не происходят в один какой-либо момент времени, а распределяются по всему году. В этом нетрудно убедиться при помощи простых примеров. Для получения всех смертных случаев из поколения 1909 г. для младенцев в возрасте до 1 года необходимо наблюдать их в течение как 1909 г., так и 1910 г., так как часть младенцев, родившихся в конце 1909 г., умирает лишь в конце 1910 г. Из чертежа видно также, что случаи из поколения 1909 г., наблюдаемые в течение 1911 г., или совокупность ${}^{t_{12}/t_{13}}_{n_9/n_{10}}G$, относятся к младенцам от 1 до 3 лет. Равным образом третья главная совокупность ${}^{t_{10}/t_{11}}G_{x_1/x_2}$ случаев, имевших место в течение 1910 г. в возрасте 1—2 лет, относится к двум поколениям — 1908 и 1909 гг.

При наличии материалов массового наблюдения первая главная совокупность, как и ровесники (за исключением новорожденных), непосредственно найдена быть не может, но при надлежащей группировке первичного материала возможно косвенно найти эти связанные друг с другом совокупности.

Элементарные совокупности изображаются на чертеже треугольниками двух видов — с гипотенузой кверху и книзу. Всякая другая геометрическая фигура на демографической сетке слагается из этих треугольников. Нижний треугольник $n_9n_{10}a_3$ представляет случаи изменения состояния для лиц из поколения 1909 г. в течение этого же года в возрасте от 0 до 1 года; верхний $n_{10}a_3a_4$ — случаи из того же поколения и для той же возрастной группы, но имевшие место в 1910 г.

Символически основные и элементарные совокупности изображаются:

$$\text{I.}\quad {}_{n'/n''}G_{x'/x''} = {}^{n'+x'/n''+x''}_{n'/n''}G_{x'/x''}, \tag{4}$$

$$\text{II.}\quad {}^{t'/t''}_{n'/n''}G = {}^{t'/t''}_{n'/n''}G_{t'-n''/t''-n'}, \tag{5}$$

$$\text{III.}\quad {}^{t'/t''}G_{x'/x''} = {}^{t'-x''/t'-x''}_{t'-x''/t'-x''}G_{x'/x''}, \tag{6}$$

$$\text{I.}\quad {}^{t'/}_{n'/}G_{x'/}, \tag{7}$$

$$\text{II.}\quad {}^{t'/}_{/n''}G_{/x''}, \tag{8}$$

где n', t' и x' означают низшие пределы времени рождения, наблюдения и возраста, а n'', t'' и x'' — высшие.

Имея элементарные совокупности, нетрудно получить всякую иную, в частности главную, совокупность. Как из чертежа, так и на основании чисто логических рассуждений легко заключить, что при группировке случаев изменения состояния по элементарным совокупностям мы включаем туда случаи, максимальная разница между которыми не превышает единицы времени (1 год). Другими словами, здесь имеют дело с явлениями среди лиц из одного и того же поколения, наблюдаемыми только в течение одного года, и для годичных пределов возраста [172].

Таким образом, при сводке по элементарным совокупностям хотя равенство (I) и теряет силу, но пределы различия между разными случаями, объединенными в одну и ту же совокупность, не превышают избранной единицы времени («Очерки», V, § 4, стр. 315—318).

Взаимоотношения между совокупностями живых и случаями изменения состояния

(§ 5). Имея элементарные совокупности и числа современников или ровесников, легко получить недостающие величины для нахождения мер интенсивности массовых явлений и заполнения общей схемы представления. Исходя из ровесников возраста нуль или новорожденных и зная, сколько из них умерло в том же календарном году (первая элементарная совокупность), путем вычитания второго числа из первого получают число младенцев, живых в конце календарного года, т. е. современников в возрасте от 0 до 1 года. Предположив, что известно число современников от 0 до 1 года в конце календарного года, и зная первую элементарную совокупность умерших, число родившихся находят путем сложения этих величин. Для нахождения недостающих величин не требуется в этом случае прибегать ни к каким гипотезам о распределении случаев изменения первоначального состояния во времени или о мерах данного явления. Все косвенно найденные величины имеют абсолютно точный характер.

Приведенные соображения показывают чрезвычайную теоретическую важность группировки случаев изменения состояния за определенное время, с одной стороны, по возрасту, а с другой — по времени

[172] Задачей этой части нашей работы является только развитие некоторых общих вопросов формального учения демографической статистики и путей к их разрешению, насколько это необходимо для дальнейшего изложения, имеющего своей целью исследование свойств и особенностей общей схемы представления материала статистики населения и моральной. Мы не останавливаемся поэтому на исследованиях отношений между совокупностями в случае неравенства периодов времени наблюдения, рождения и возраста и на всех возможных видах сводки первичного статистического материала, которые приводят порой к необходимости интерполяции недостающих величин. Интересующиеся этими вопросами найдут полезные указания в работах В. Лексиса («Статьи по теории статистики населения и теории нравственной статистики», перевод под редакцией А. А. Чупрова, Спб., 1906) и П. В. Охочинского («Опыт применения интерполирования к некоторым вопросам статистики движения населения», «Временник Центрального Статистического Комитета» № 18, 1891).

рождения, т. е. по элементарным совокупностям. Практически для этого представляются два пути. Можно прямо разделять умерших, женившихся, овдовевших и т. д. в том или ином календарном году на изменивших первоначальное состояние в возрасте x из поколения одного года и в том же возрасте из другого. С другой стороны, элементарные совокупности возможно получить косвенно. Сводку первичных данных производят в этом случае по поколениям и возрасту отдельно. Нахождение элементарных совокупностей и чисел переживших путем косвенного метода проще всего выяснить на примере измерения смертности. При наличии чисел новорожденных за ряд последовательных лет, совокупностей умерших в течение каждого календарного года из каждого поколения и смертных случаев по возрастным категориям вычисления производятся следующим образом. Первая элементарная совокупность умерших $n_9a_3t_{10}$ из поколения 1909 г. дается непосредственно. Вторую ($t_{10}a_3a_4$) находят как разность между совокупностью смертных случаев в 1910 г. в возрасте от 0 до 1 года ($t_{10}a_3a_4t_{11}$) и первой элементарной из поколения 1910 г. ($n_{10}a_4t_{11}$). Сумма их дает число смертных случаев в возрасте от 0 до 1 года из поколения 1909 г. Вычитая ее из новорожденных, получают число переживших один год. Первую элементарную совокупность $a_3b_4a_4$ получают путем вычитания $t_{10}a_3a_4$ из числа смертных случаев поколения 1909 г., наблюдавшихся в 1910 г. ($t_{10}a_3b_4a_4$). Вычитая $a_3b_4a_4$ из переживших возраст один год, получают современников поколения 1909 г. в конце 1910 г. Вторую элементарную совокупность $a_4b_4b_5$ получают подобно $t_{10}a_3a_4$, откуда находят число переживших два года и т. д. вплоть до наивысшего возраста ω («Очерки», V, § 5, стр. 318—319) .

2. Величины и меры, применяющиеся в общей схеме изучения демографических явлений

Колонны таблицы смертности

(§ 6). Выражения: таблицы смертности, брачности, инвалидности и т. п. понимают в широком и узком смысле. Во втором случае речь идет только о представлении того или иного явления как функции возраста, в первом же, кроме этого, приводятся еще разные меры, относящиеся к исследуемым явлениям.

Таблица смертности в узком смысле слова в общем случае может состоять только из одной колонны доживающих до возрастных пределов вплоть до полного вымирания лиц исследуемой совокупности. Так как на практике приходится ограничиваться в лучшем случае годичными возрастными периодами, в дальнейшем под возрастом мы подразумеваем его годы, а для первых двух лет обычно дают более мелкие подразделения, что вносит в общее рассмотрение осложняющий элемент.

Под колонной доживающих по таблице смертности понимают ряд

$$l_0,\ l_1,\ l_2, \ldots, l_{\omega-1},$$

где l_0 обозначает новорожденных, l_1 — переживших один год и т. д. вплоть до наивысшего возраста ω, который не был пережит никем из данной совокупности.

Предположим, что 100 000 детей родились в один и тот же момент времени. Числа доживающих получают в таком случае путем переписи их каждый год в день их рождения. Вместо подсчета живых в конце каждого года можно регистрировать умерших из этого поколения, отмечая их возраст. Ясно, что при отсутствии миграции, когда все они

вымрут, сумма смертных случаев будет равна числу новорожденных, или

$$d_0 + d_1 + d_2 + \ldots + d_{\omega-1} = \Sigma d_x = l_0. \qquad (9)$$

В первом случае, имея все значения l_x между нулем и наивысшим возрастом ω, путем вычитания легко получить числа умерших на каждом году жизни, для чего из доживающих до низшего предела данного возраста вычитают доживающих до высшего, или

$$d_0 = l_0 - l_1, \qquad d_1 = l_1 - l_2, \qquad d_n = l_n - l_{n+1}. \qquad (10)$$

Во втором случае, имея все значения умерших d_x, числа доживающих получают путем суммирования умерших, начав с наивысшего возраста, вплоть до искомого

Вообще $$l_{\omega-1} = d_{\omega-1}, \qquad l_{\omega-2} = d_{\omega-1} + d_{\omega-2} \ldots$$

$$l_n = \sum_{\omega}^{n} d_x. \qquad (11)$$

Предположение об одновременности рождения всех 100 000 младенцев не необходимо при заполнении схемы для таблицы смертности. Нужно только проследить их жизнь до полного вымирания, в силу чего второй метод имеет существенные преимущества, так как нигде не наблюдается значительного числа младенцев, рожденных в один и тот же момент времени, а регистрация достижения каждым из младенцев 1, 2, 3 и т. д. лет практически не представляется возможной для сколько-нибудь значительного числа лиц.

Предположив, что имеют дело с народонаселением, где смертные случаи сведены в элементарные совокупности и где не наблюдается случаев миграции, легко получить колонны l_x и d_x. Число новорожденных за тот или иной гражданский год всегда бывает известно. Для получения первой главной совокупности умерших, скажем ${}_{1907}M_{0/1}$, представляемой на чертеже точками в квадрате $n_7a_1a_2n_8$, нужно знать нижнюю элементарную совокупность умерших $n_7a_1t_8$, или ${}^{1907}_{1907}M_{0/1}$ — число смертных случаев среди младенцев, из поколения 1907 г. в том же году и верхнюю элементарную совокупность $t_8a_1a_2$, или ${}^{1908}_{1907}M_{0/1}$ — число умерших в 1908 г. в возрасте до 1 года, из родившихся в 1907 г. Вычитая из ${}_{1907}l_0$ новорожденных 1907 г. сумму этих совокупностей, имеем ${}_{1907}l_1$, или число переживших один год, получаемое на чертеже путем подсчета жизненных линий, пересекающих x_1x_1 между точками n_7n_8 (линия a_1a_2). На основании числа переживших один год и двух элементарных совокупностей умерших $a_1b_2a_2$ и $a_2b_2b_3$ получают ${}_{1907}l_2$ и т. д.

Порядок смертности реальной генерации получается на чертеже путем подсчета жизненных линий, пересекающих x_0x_0, x_1x_1, x_2x_2 и т. д. до $x_\omega x_\omega$, что и дает числа доживающих для каждого года жизни. Чертеж, приведенный в приложении, с этой точки зрения незакончен, так как здесь всего лишь семь возрастных периодов. Из предыдущего изложения следует, что вычисление чисел доживающих и умерших для народонаселения, где сводка материала соответствует теоретическим требованиям, не представляет никаких затруднений.

Вероятности умереть в течение следующего года жизни и вероятности пережить его находят на основании значений для l_x и d_x. Вероятность умереть на первом году жизни изображается

$$q_0 = \frac{d_0}{l_0} \qquad (12)$$

и вероятность дожить

$$p_0 = \frac{l_0 - d_0}{l_0} = \frac{l_1}{l_0}. \qquad (13)$$

Четыре колонны со значениями l_x, d_x, q_x и p_x являются основными в таблице смертности. При наличии надлежащей сводки первичного материала их численные значения целиком построены на фактическом материале, не прибегая ни к каким гипотезам о распределении рождений и смертных случаев во времени, что является необходимым, если сводка произведена нерационально.

(§ 7). Полная таблица смертности имеет еще четыре колонны. Одна из них состоит из абсолютных чисел, показывающих время, прожитое совокупностями l_0, l_1,..., $l_{\omega-1}$ между нижним и верхним пределом возраста (или среднее население). На основании этой колонны вычисляются значения для коэффициента смертности или средней силы ее. Точное нахождение прожитого времени для целых народонаселений не представляется возможным. Если бы все смертные случаи происходили в начале или в конце каждого года возраста, найти время, прожитое ровесниками в каждом возрастном классе, было бы весьма легко. Ряд старых авторов и пользовался этими гипотезами. Но рождения и смертные случаи в действительности распределяются по всему году, причем распределение это не поддается определению при помощи аналитических формул. Для нахождения прожитого времени проще всего пользоваться гипотезой пропорциональности числа случаев наблюдения и времени, хотя возможно прибегнуть также к гипотезе неизменности вероятности умереть в течение каждого возрастного периода. Оба эти метода дают лишь приблизительные величины. Вероятность смерти имеет тенденцию до 13—14 лет падать, а потом возрастать. Вследствие этого первая гипотеза, предполагающая возрастание интенсивности смертности, с бо́льшим основанием приложима к возрасту старше 14 лет, а вторая — к младшим возрастам.

Практически приходится отдать предпочтение гипотезе пропорциональности, так как она значительно облегчает расчеты. Неточность, получаемая при этом, не представляется значительной по сравнению с неточностями расчетов вследствие ошибок в показании возраста при переписи и текущей регистрации.

При гипотезе пропорциональности каждая совокупность проживает в пределах возрастного класса столько лет

$$l_{x+1} + \frac{1}{2} d_x = l_x - \frac{1}{2} d_x = \frac{1}{2}(l_x + l_{x+1}). \qquad (14)$$

Число это, с одной стороны, равно среднему населению за время наблюдения, а с другой — числу лиц, переживших возраст $x + {}^1/_2$ лет, т. е. $l_{x+1/2}$. Таким образом, имея значения l_0, l_1, l_2,..., $l_{\omega-1}$ или d_0, d_1, d_2,..., $d_{\omega-1}$, нетрудно получить число прожитых лет (среднее население) для каждого возрастного класса, равно как и коэффициенты смертности, получаемые путем деления числа смертных случаев d_x на время, прожитое совокупностью l_x в течение следующего года жизни

$$m_x = \frac{d_x}{l_{x+1/2}} = \frac{d_x}{l_x - \frac{1}{2} d_x}. \qquad (15)$$

Если бы все рождения относились к одному и тому же мгновению, легко было бы найти числа переживших возраст ${}^1/_2$, $1{}^1/_2$, $2{}^1/_2$,..., $\omega - {}^1/_2$

лет путем переписи в середине года (возраста), которая давала бы также время, прожитое совокупностями ровесников в течение каждого возрастного периода. Следует строго различать $l_{x+1/2}$ и время, прожитое лицами l_x или средним населением. Численные значения этих величин одинаковы только при гипотезе пропорциональности смертных случаев времени наблюдения, логическое же их различие самоочевидно, хотя авторы не всегда отмечают его. Но рождения лиц, с которыми имеют дело при материале статистики населения, распределяются в течение всего гражданского года, для практических расчетов приходится предполагать, что и они распределяются пропорционально времени.

Число умерших до 1 года из поколения 1909 г. при гипотезе пропорциональности рождений и смертных случаев времени наблюдения распределялось бы равномерно между 1909 и 1910 г., так как в этом случае элементарные совокупности умерших равны. Число современников в возрасте от 0 до 1 года, которое могло быть наблюдаемо в конце 1909 г. или в начале 1910 г., получают путем вычитания из новорожденных l_0 числа умерших в течение 1909 г., т. е.

$$l_{0/1} = l_0 - \frac{1}{2} d_0 = \frac{1}{2}(l_0 + l_1). \tag{16}$$

Совокупность современников в конце гражданского года при сделанных допущениях равна числу лиц, переживших $x + {}^1/_2$ лет, или в данном случае

$${}^{\prime}l_{1/2} = l_{1/2} \text{ или вообще } {}^{\prime}l_{x/x+1} = l_{x+1/2}. \tag{17}$$

При гипотезе пропорциональности величины прожитого времени, или L_x, среднее население за время $x/x+1$, число переживших возраст $x+1/2$ и число современников в конце гражданского года ${}^{\prime}l_{x/x+1}$ равны друг другу. Вместо одного значения можно брать численное значение другого, и так как числа современников даются непосредственно переписью, величина эта играет весьма важную роль на практике.

(§ 8). На основании колонны значения L_x находят также среднюю продолжительность жизни для изучаемого поколения. Ее можно понимать в узком и широком смысле. В первом случае речь идет о продолжительности жизни для новорожденных, во втором — сколько осталось жить среднему из изучаемой группы человеку, имеющему тот или иной возраст,— величина, обычно называемая предстоящей средней продолжительностью жизни. Все l_0 новорожденных прожили

$$L_0 + L_1 + L_2 + \ldots + L_{\omega-1} = \Sigma L_x = T_0 \text{ лет}, \tag{18}$$

вследствие чего средний из этой совокупности человек умер в возрасте

$$\mathring{e}_0 = \frac{\Sigma L_x}{l_0} = \frac{T_0}{l_0} \text{ лет}. \tag{19}$$

Подобным образом средняя продолжительность предстоящей жизни лица в возрасте x лет будет

$$\mathring{e}_x = \frac{L_x + L_{x+1} + \ldots + L_{\omega-1}}{l_x}. \tag{20}$$

Так как время, прожитое совокупностью ровесников l_x в пределах от x до $x+1$, или L_x, при гипотезе пропорциональности рождений и смерт-

ных случаев времени наблюдения равно современникам этого возраста в конце гражданского года, или ${}^{t}l_{x/x+1}$, равенство (20) можно написать как

$$\mathring{e}_x = \frac{l_{x/x+1} + {}^{t}l_{x+1/x+2} + \dots}{l_x} = \frac{\Sigma {}^{t}l_{x/x+1}}{l_x}. \qquad (21)$$

Вместо l_x в знаменателе можно взять

$$(l_x + l_{x+1}) - (l_{x+1} + l_{x+2}) + (l_{x+2} + l_{x+3}) - (l_{x+3} + l_{x+4}) + .$$

или на основании равенства (16)

$$2\,({}^{t}l_{x/x+1} - {}^{t}l_{x+1/x+2} + {}^{t}l_{x+2/x+3} - \dots).$$

Равенство (21) можно, следовательно, написать как

$$\mathring{e}_x = \frac{\Sigma {}^{t}l_{x/x+1}}{2\,({}^{t}l_{x/x+1} - {}^{t}l_{x+1/x+2} + {}^{t}l_{x+2/x+3} - \dots)}. \qquad (22)$$

Вместо современников можно взять ровесников в середине каждого года жизни

$$\mathring{e}_x = \frac{\Sigma l_{x+1/2}}{2\,(l_{x+1/2} - l_{x+3/2} + l_{x+5/2} - \dots)}. \qquad (23)$$

Но, как изложено выше, нахождение значений L_x представляет значительные затруднения ввиду неизвестности закона распределения смертных случаев по всему году или, вернее, отсутствия его. При гипотезе пропорциональности нахождение средней продолжительности жизни возможно не только на основании значений L_x, но также других функций. Умершие на первом году жизни прожили в среднем $\frac{1}{2} d_0$ лет, умершие на втором прожили весь первый год и половину второго, т. е. всего $\frac{3}{2} d_1$, и т. д. Вообще d_x умерших прожили при гипотезе пропорциональности

$$\frac{2x+1}{2} d_x = \left(x + \frac{1}{2}\right) d_x \text{ лет}. \qquad (24)$$

Таким образом, все l_x проживут

$$T_x = \frac{1}{2} d_x + \frac{3}{2} d_{x+1} + \frac{5}{2} d_{x+2} + \dots \text{ лет} \qquad (25)$$

и их средняя продолжительность жизни будет равна

$$\mathring{e}_x = \frac{\frac{1}{2} d_x + \frac{3}{2} d_{x+1} + \frac{5}{2} d_{x+2} + \dots}{d_x + d_{x+1} + d_{x+2} + \dots + d_{\omega-1}}. \qquad (26)$$

Вместо выражения (25) можно написать

$$T_x = \frac{1}{2}(d_x + d_{x+1} + \dots + d_{\omega-1}) + [d_{x+1} + 2d_{x+2} + \dots + (\omega - 1)\, d_{\omega-1}]. \qquad (27)$$

На основании равенства (11) имеем

$$d_x + d_{x+1} + \ldots + d_{\omega-1} = l_x,$$

$$d_{x+1} + 2d_{x+2} + \ldots + (\omega - 1)\, d_{\omega-1} = (d_{x+1} + d_{x+2} + \ldots + d_{\omega-1}) +$$

$$+ (d_{x+2} + d_{x+3} + \ldots + d_{\omega-1}) + \ldots,$$

откуда

$$T_x = \frac{1}{2} l_x + l_{x+1} + l_{x+2} + \ldots + l_{\omega-1} \tag{28}$$

и

$$\mathring{e}_x = \frac{{}^1/_2 l_x + l_{x+1} + l_{x+2} + \ldots + l_{\omega-1}}{l_x} \tag{29}$$

или

$$\mathring{e}_x = \frac{1}{2} + \frac{l_{x+1} + l_{x+2} + l_{x+3} + \ldots + l_{\omega-1}}{l_x}. \tag{30}$$

Прибавив и отняв от второй части предыдущего равенства по единице, получаем

$$\mathring{e}_x = \frac{l_x + l_{x+1} + l_{x+2} + \ldots + l_{\omega-1}}{l_x} - \frac{1}{2}. \tag{31}$$

В формулах (25) — (31) $x=0$, когда имеют дело с вычислением средней продолжительности жизни новорожденных.

(§ 9). Под вероятной продолжительностью жизни понимают разность между возрастом, в котором остается в живых половина ровесников, переживших возраст x, и этим возрастом. Название это обязано своим существованием тому обстоятельству, что лицо возраста x с одинаковой вероятностью может умереть и пережить данный промежуток времени. Обозначим через l_y совокупность доживающих, которая равна ${}^1/_2 l_x$. Величина вероятной продолжительности жизни выразится формулой

$$y - x. \tag{32}$$

В таблице смертности редко наблюдаются случаи, когда до известного полного возраста доживает как раз половина лиц из совокупности i_x Нахождение вероятной продолжительности в случае, когда таблица смертности не дает значения l_y, производится следующим образом.

Предположим, что из совокупности l_x остается в живых половина по истечении $n + a$ лет, где a — число, меньшее единицы. При гипотезе пропорциональности смертных случаев в $n/n+1$ возрастном классе времени наблюдения значение a находится при помощи пропорции

$$a : 1 = (l_{x+n} - l_{x+n+a}) : (l_{x+n} - l_{x+n+1}). \tag{33}$$

Так как $l_{x+n+a} = \frac{1}{2} l_x$, можно написать

$$a = \frac{l_{x+n} - \frac{1}{2} l_x}{l_{x+n} - l_{x+n+1}} = \frac{l_{x+n} - \frac{1}{2} l_x}{d_{x+n}} \tag{34}$$

и вероятная продолжительность жизни лица в возрасте x будет

$$n + \frac{l_{x+n} - \frac{1}{2} l_x}{d_{x+n}}. \tag{35}$$

Значения средней и вероятной продолжительности жизни делаются одинаковыми при предположении, что смертные случаи распределяются равномерно в течение всей жизни человека [173]. В этом случае числа умерших в каждом возрастном периоде одинаковы. Предположив, для простоты, что они равны единице, на основании равенства (31) имеем

$$\mathring{e}_x = \frac{l_x + (l_x - 1) + (l_x - 2) + \dots}{l_x} - \frac{1}{2}. \qquad (36)$$

Числитель этого равенства представляет собой убывающую арифметическую прогрессию, вследствие чего можно написать

$$\mathring{e}_x = 1 + \frac{l_x(l_x - 1)}{2l_x} - \frac{1}{2} = \frac{1}{2} + \frac{l_x - 1}{2} = \frac{l_x}{2}. \qquad (37)$$

То же значение получают и для вероятной продолжительности жизни при гипотезе равномерности распределения смертных случаев в течение всей жизни человека. Из l_x доживающих каждый год умирает один человек, вследствие чего половина их вымрет через $^1/_2\, l_x$ лет, что и составляет (предстоящую) вероятную продолжительность жизни для лица из совокупности l_x.

Научное значение вероятной продолжительности жизни невелико. Если она и дает некоторое представление об интенсивности смертности до известного момента возраста, она ничего не говорит о величине этого явления после него.

Иное значение имеет средняя продолжительность жизни. Продолжительность жизни каждого отдельного человека измеряется промежутком времени между моментом его смерти и рождения. При соединении отдельных случаев в совокупности речь идет о продолжительности жизни среднего для данной группы человека. Основной признак, на котором базируется все исследование,— возраст человека, т. е. такое свойство его, которое поддается измерению. Факт, что люди умирают в самых различных возрастах, вызывает необходимость в исследованиях средней продолжительности жизни того или иного населения [174].

Средняя продолжительность жизни является мерой человеческой смертности в том смысле, что бо́льшая продолжительность ее означает более благоприятные жизненные условия, а меньшая — менее благоприятные. Самым существенным достоинством ее как меры человеческой смертности является то обстоятельство, что величина продолжительности жизни зависит от всех благоприятных и неблагоприятных влияний на протяжении всей жизни человека. Она показывает далее, сколько лет жизни имеет средний человек данного населения в момент его смерти, и дает, таким образом, некоторое представление о социально-экономическом характере жизни изучаемой социальной группы.

Недостатком средней продолжительности жизни как меры является то обстоятельство, что она по характеру своего вычисления представляет собой среднюю взвешенную. Как таковая она показывает одно и то же значение при самых разнообразнейших комбинациях величин, с

---

[173] Гипотезу о равномерности распределения смертных случаев в течение всей жизни человека (с 12 лет) для практических расчетов впервые применил де Муавр (A. De Moivre) в работе «A Treatise of Annuities on Lives», 1 ed., London, 1724, 3 ed., 1756.

[174] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, стр. 22

которыми имеют дело. Между тем интенсивность смертности на протяжении всей жизни среднего человека не есть фактор безразличный при заключениях по продолжительности его жизни о социально-экономическом характере изучаемого населения. Средняя продолжительность жизни в одной стране может быть ниже, чем в другой, а число лет, прожитое взрослыми работниками ее, может быть одинаковым или даже превышать время, прожитое в рабочем возрасте другим населением. Из этого вытекает, что при сколько-нибудь глубоком изучении условий жизни того или иного населения нельзя ограничиться указанием средней продолжительности жизни [175]. Необходимым представляется знать состав ее как средней, т. е. привести также другие биометрические функции, относящиеся к таблице смертности.

Конструкция нормальной продолжительности жизни введена в науку В. Лексисом. На основании изучения смертности населения он пришел к необходимости различать три возрастных класса, условия смертности которых резко отличаются друг от друга. Среднюю продолжительность жизни нельзя рассматривать как величину, типическую в теории вероятностей. Колонна, представляющая смертные случаи какого-либо поколения, показывает для разных населений некоторые общие свойства, на основании которых В. Лексис и установил особые виды смертности. Максимум смертных случаев падает на рождение человека, затем они быстро убывают, достигая в 13—14 или 14—15 лет своего минимума.

Смертные случаи от 14 (15) лет и до 40 В. Лексис рассматривает как «ненормальные», т. е. необусловленные естественным предрасположением людей. Взгляд этот подтверждается также тем обстоятельством, что возраст имеет в это время наименьшее влияние на смертность, так как смертные случаи распределяются почти равномерно во времени.

Второй максимум смертных случаев падает на возраст между 70—78 годами, который и обозначает нормальную продолжительность человеческой жизни по В. Лексису. Он показал, что числа смертных случаев для лиц старше нормального возраста хорошо согласуются с теми, которые получились бы, если бы речь шла о типической величине, равной нормальному возрасту. Числа смертных случаев до второго максимума согласуются с теоретическими лишь для 5—8 лет, для более же молодых возрастов они выше последних. Первую группу по В. Лексису составляют смертные случаи «молодых», вторую—«преждевременно» умерших и третью—«нормальные» случаи.

По общему правилу, типическая смертность начинает становиться заметной уже на пятом десятке, хотя преждевременная смертность еще превышает ее. На шестом замечается противоположное: превышает уже нормальная смертность, а в первой половине седьмого десятка можно принять, что имеет значение одна типическая смертность. С этого возраста, следовательно, густота вымирания должна распределяться вокруг второго максимума соответственно функции $F(u)$ [176].

Вычисление теоретического распределения смертных случаев вокруг возраста, представляющего собой типическую продолжительность жизни человека при нормальном развитии, производится на основании принципов, указанных в примерах, приведенных ниже, на стр. 221—228 («Очерки», V, § 6—9, стр. 319—331).

---

[175] L. v. Bortkewitsch, Die mittlere Lebensdauer, стр. 23.

[176] См. W. Lexis, Zur Theorie der Massenerscheinungen in der menschlichen Gesellschaft. Freiburg in B., 1877, стр 42—64; L. v. Bortkiewicz, Lebensdauer, статья в «Handwörterbuch der Staatswissenschaften», 3 Aufl., VI Bd., § 3.

Колонны схемы при нескольких изменениях первоначального состояния

(§ 10). Вычисления делаются несколько сложнее, когда имеют дело с двумя изменениями первоначального состояния, примером чего может служить комбинированная таблица смертности и брачности. Основную колонну в этом случае составляют ровесники, не состоящие в браке, изображаемые символом $l_x^{(c)}$. До минимального возраста вступления в брак колонна значений $l_x^{(c)}$ совпадает в этом случае с обычной таблицей смертности, после же доживающие холостые (девицы) убывают вместе с возрастом в силу двух факторов: смерти холостых и вступления их в брак. Число холостых, доживающих до верхнего предела каждого возрастного класса, находят на основании равенства

$$l_{x+1}^{(c)} = l_x^{(c)} - d_x^{(c)} - N_x, \tag{38}$$

где $d_x^{(c)}$ и N_x — числа умерших холостыми и вступивших в брак в возрасте от x до $x+1$ из совокупности $l_x^{(c)}$.

Так как совокупность $l_x^{(c)}$, постепенно убывая вследствие смертных случаев среди холостых и их вступления в брак, превращается в нуль при возрасте ω, можно написать, что

$$l_x^{(c)} = (d_x^{(c)} + N_x) + (d_{x+1}^{(c)} + N_{x+1}) + \ldots + (d_{\omega-1}^{(c)} + N_{\omega-1}). \tag{39}$$

Последнему равенству можно придать вид

$$l_x^{(c)} = (d_x^{(c)} + d_{x+1}^{(c)} + \ldots) + (N_x + N_{x+1} + \ldots) = \sum_x^{\omega} d_x^{(c)} + \sum_x^{\omega} N_x. \tag{40}$$

Обычные вероятности умереть холостым и жениться равны

$$q_x^{(c)} = \frac{d_x^{(c)}}{l_x^{(c)}}, \tag{41}$$

$$n_x = \frac{N_x}{l_x^{(c)}}, \tag{42}$$

откуда

$$d_x^{(c)} = l_x^{(c)} q_x^{(c)} \quad \text{и} \quad N_x = l^{(c)} n_x. \tag{43}$$

Зависимая вероятность дожить холостым до возраста $x+1$ равна

$$p_x^{(cc)} = \frac{l_x^{(c)} - (d_x + N_x)}{l_x^{(c)}} = \frac{l_{x+1}^{(c)}}{l_x^{(c)}}. \tag{44}$$

Время, прожитое холостыми в каждом возрастном классе, находится путем обращения к гипотезе пропорциональности числа случаев изменения первоначального состояния и времени наблюдения. Как показано в § 10 очерка IV, при указанном допущении

$$L_x^{(c)} = l_x^{(c)} - \frac{1}{2}(d_x^{(c)} + N_x), \tag{45}$$

вследствие чего все поколение $l_0^{(c)}$ прожило в состоянии холостячества

$$T_0^{(c)} = \sum_0^{\omega} \left\{ l_x^{(c)} - \frac{1}{2}(d_x^{(c)} + N_x) \right\}. \tag{46}$$

Коэффициенты брачности и смертности для холостого выражаются формулами

$$r_x = \frac{N_x}{l_x^{(c)} - \frac{1}{2}(d_x^{(c)} + N_x)}, \tag{47}$$

$$m^{(c)} = \frac{d_x^{(c)}}{l_x^{(c)} - \frac{1}{2}(d_x^{(c)} + N_x)}. \tag{48}$$

Согласно § 10 очерка IV независимые вероятности женитьбы и смерти для холостого будут равны

$$n'_x = \frac{N_x}{l_x^{(c)} - \frac{1}{2}d_x^{(c)}}, \tag{49}$$

$$q'^{(c)}_x = \frac{d_x^{(c)}}{l_x^{(c)} - \frac{1}{2}N_x}. \tag{50}$$

Средний возраст вступления в брак находится также при помощи обращения к гипотезе пропорциональности числа случаев вступления в брак и времени наблюдения. Одно лицо из совокупности N_x вступило в брак в самом начале возрастного периода $x/x+1$, другое — в конце его. Первое из них имело в момент женитьбы ровно x лет, другое — $x+1$, в среднем они были в возрасте $x + {}^1/_2$ лет. Всю совокупность N_x можно разбить на такие пары случаев, вследствие чего средний человек из нее женился в возрасте $x + {}^1/_2$ лет. Для получения среднего возраста при женитьбе нужно, таким образом, суммировать произведение $(x + {}^1/_2)$ на N_x и полученную сумму разделить на число вступивших в брак, т. е.

$$\frac{(a+\frac{1}{2})N_a + (a+\frac{3}{2})N_{a+1} + \ldots + (\omega - \frac{1}{2})N_{\omega-1}}{N_a + N_{a+1} + \ldots + N_{\omega-1}}, \tag{51}$$

где a обозначает самый младший возраст вступления в брак. Подобным же образом находится средний возраст овдовевших, сделавшихся инвалидами и т. д.

(§ 11). На основании колонн значений для независимых вероятностей вступить в первый, второй брак, сделаться инвалидом — вообще изменить свое первоначальное состояние можно конструировать понятие и меру массовых явлений статистики населения и моральной, совершенную в теоретическом отношении.

Одним из самых кардинальных вопросов статистики брачности населения является установление числа лиц, которые никогда не вступают в брак, не имея к тому никакой склонности. Принять за них тех, кто согласно комбинированной таблице смертности и брачности умер взрослым, не успев вступить в брак, не представляется правильным. В статистике населения за вечных холостяков и девиц принимают число их в весьма преклонном возрасте (60—65 лет), когда склонность людей к образованию семьи почти угасает.

Подобная конструкция обладает тем существенным недостатком, что число лиц, никогда не состоявших в браке, непосредственно определяется не только склонностью вступать в брак, замечаемой у данного населения, но также его смертностью. Между тем основной принцип всякой экспериментальной науки заключается в том, что условия изучаемого явления представляются таким образом, чтобы действие данного фактора проявлялось по возможности в чистом виде. В соответствии с этим принципом для определения влияния склонности населения ко вступлению в брак на распределение его по гражданскому состоянию необходимо предварительно устранить влияние смертности.

Обозначим через a самый младший возраст, в котором лица из данного населения вступают в брак. Совокупность ровесников $l_a^{(c)}$ будет в этом случае первой, которая уменьшается в силу двух изменений первоначального состояния: смерти холостых и их вступления в брак. При предположении «бессмертности» совокупности $l_a^{(c)}$, другими словами, предположив, что она уменьшается только благодаря вступлению в брак, определим, сколько лиц из нее останутся в состоянии вечного холостячества или девичества.

Независимая вероятность для лица из совокупности $l_a^{(c)}$ в течение следующего года жизни вступить в брак, получаемая при устранении влияния смертности холостых, равна n'_a, и за год всего женилось бы лиц

$$l_a^{(c)} n_a = N'_a. \tag{52}$$

Подобным образом в возрастном классе $a+1/a+2$ женилось бы N'_{a+1} лиц и т. д. Число всех вступивших в брак при гипотезе бессмертности холостого населения выразится суммой

$$N_o + N'_{a+1} + N'_{a+2} + \ldots + N'_{\omega-1} = \sum_{x=a}^{x=\omega-1} N'_x, \tag{53}$$

где $\omega - 1$ обозначает самый высший возраст, в котором лица из совокупности $l_a^{(c)}$ вступают в брак.

Совокупности лиц, которые оставались бы холостыми в начале возрастных периодов $a+1$, $a+2$ и т. д. вплоть до момента возраста ω, будут

$$\left.\begin{aligned} l'^{(c)}_{a+1} &= l_a^{(c)} - N'_a = l_a^{(c)}(1 - n'_a) \\ l'^{(c)}_{a+2} &= l'^{(c)}_{a+1}(1 - n'_{a+1}) = l_a^{(c)}(1 - n'_a)(1 - n'_{a+1}) \\ &\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \\ l'^{(c)}_{\omega} &= l_a^{(c)}(1 - n'_a)(1 - n'_{a+1}) \ldots (1 - n'_{\omega-1}) \end{aligned}\right\} \tag{54}$$

Ни одно лицо из совокупности $l_a^{(c)}$ не вступило в брак, будучи старше ω, вследствие чего совокупность $l_\omega^{(c)}$ и будет представлять вечных холостяков или девиц. Ее отношение к первоначальной совокупности $l_a^{(c)}$ и будет теоретически совершенным мерилом склонности данного населения ко вступлению в брак.

Отношение

$$\frac{l'^{(c)}_{\omega}}{l_a^{(c)}}, \tag{55}$$

правда, можно назвать скорее мерилом несклонности населения ко вступлению в брак, а за мерило склонности правильнее было бы принимать

вероятность для вступивших в брак, которая равна

$$1 - \frac{l'^{(c)}_{\omega}}{l^{(c)}_{a}} = \frac{l^{(c)}_{a} - l'^{(c)}_{\omega}}{l^{(c)}_{a}}. \tag{56}$$

В дальнейшем под мерилом склонности мы понимаем обе эти меры.

Вместо совокупности $l'^{(c)}_{\omega}$ возьмем разность между первоначальной совокупностью $l^{(c)}_{a}$ и числом всех вступивших в брак по формуле (53). Следовательно, можно написать

$$\frac{l'^{(c)}_{\omega}}{l^{(c)}_{a}} = \frac{l^{(c)}_{a} - (N'_{a} + N'_{a+1} + N'_{a+2} + \ldots + N'_{\omega-1})}{l^{(c)}_{a}}. \tag{57}$$

Значение предлагаемого мерила может быть найдено непосредственно — на основании одной лишь колонны для независимых вероятностей вступления в брак. Предположив, что совокупность $l^{(c)}_{a}$ равна единице, вместо колонны

$$l^{(c)}_{a},\ l'^{(c)}_{a+1},\ l'^{(c)}_{a+2},\ \ldots,\ l'^{(c)}_{\omega}$$

имеем ряд

$$1,\ (1 - n'_{a}),\ (1 - n'_{a})(1 - n'_{a+1}) \ldots (1 - n'_{a})(1 - n'_{a+1}) \ldots (1 - n'_{\omega-1}).$$

Последний член его, или

$$(1 - n'_{a})(1 - n'_{a+1}) \ldots (1 - n'_{\omega-1}), \tag{58}$$

и есть выражение для предлагаемого мерила, представляющего долю абсолютных холостяков или девиц среди лиц из совокупности $l^{(c)}_{a}$.

Совершенство этой меры обязано своим существованием тому обстоятельству, что при подобном рассмотрении влияние стремления к семейной жизни исследуется в теоретически наиболее чистом виде, вне зависимости от каких-либо посторонних элементов.

Нелишним представляется все же отметить, что вся предлагаемая нами конструкция построена на гипотезе, которая в ее приложении к статистической действительности справедлива только отчасти. В § 7 очерка IV было отмечено, что конструкция независимой вероятности построена на предположении, что смертные случаи среди холостых как бы «случайны». Другими словами, здесь предполагают, что умершие в состоянии холостячества или девичества в той же мере склонны к семейной жизни, что и выжившие. На самом деле пропорция среди них лиц нездоровых, которые — по меньшей мере в этом возрастном периоде — ни в коем случае не вступили бы в брак больше, чем среди выживших. Все же гипотеза, на которой построены вычисления независимых вероятностей, гораздо более соответствует действительности, чем предположение, что умершие холостыми или девицами, во всяком случае, не вступили бы в брак,— предположение, при котором зависимая вероятность вступить в брак получает логический смысл и значение.

Небезынтересным представляется осветить вопрос о вечном холостячестве и девичестве с точки зрения последней гипотезы. Если бы умершие холостыми не женились и в том случае, когда они пережили бы предельный возраст вступления в брак, величинам зависимых вероятностей женитьбы было бы присуще абсолютное значение. Числа женив-

шихся оставались бы, во всяком случае, равными фактическим, и вся совокупность вступивших в брак была бы равна

$$N_a + N_{a+1} + N_{a+2} + \ldots + N_{\omega-1}. \qquad (59)$$

Отношение же числа лиц из совокупности $l_a^{(c)}$, умерших холостыми, к этой последней и будет искомым мерилом, т. е.

$$\frac{d_a^{(c)} + d_{a+1}^{(c)} + d_{a+2}^{(c)} + \ldots}{l_a^{(c)}}. \qquad (60)$$

Формулы (55)—(58) имеют силу не только по отношению к брачности населения. Подобным же образом вычисляются вечные вдовцы после первого и последующих браков, лица, которые никогда не совершили бы преступления, те, которые не имели бы детей, или же то или иное число их — вообще числа лиц, которые не изменили бы состояния, в котором они находятся, если изменения происходят в силу двух и более явлений.

(§ 12). Измерение склонности населения к семейной жизни составляет лишь одну из важнейших проблем, с которыми имеют дело в статистике брачности народонаселения. Не менее важна другая сторона ее, которую необходимо было бы тоже подвергнуть научному исследованию. Отношение населения к семейной жизни важно еще и потому, что холостые или женатые находятся в этих состояниях более или менее продолжительное время. Продолжительность жизни в браке и вне его, которую имеет данное население, представляет чрезвычайную важность для всего социального уклада его жизни. Она является одной из самых характерных свойств, присущих населению. Факт установления, сколько средний для данного населения человек прожил в браке и вне его, важен сам по себе, что и приводит к необходимости подобных исследований.

Все же отношение времени, прожитого в первом браке, ко времени, прожитому в состоянии холостячества, или во всех браках к продолжительности жизни вне его и им подобные как мера массовых явлений статистики населения и моральной страдает некоторыми дефектами. Способ нахождения этой меры не представляет собой научного метода, изолирующего влияние какого-либо фактора и измеряющего силу его действия. При всей важности своего материального значения мерило это чересчур суммарно.

Численное значение его определяется многими факторами. Предполагая, для простоты, что никто не вступает во второй брак, факторы эти можно разделить на три вида: смертность среди холостых, склонность населения к семейной жизни и факторы, которые определяют продолжительность брака. Среди последних главную роль играет возраст вступающих в брак. При прочих равных условиях продолжительность брака тем выше, чем моложе муж и жена. К этому следует добавить, что самый факт вступления в брак имеет тенденцию продлить жизнь заключивших его. Повышение средней продолжительности жизни благодаря вступлению в брак вносит в расчеты нарушающий элемент в том смысле, что на величине мерила сказывается смертность холостых. Чем значительнее разница в пользу женатых, тем бо́льшим делается значение мерила.

Все указанные соображения не отражаются на материальном значении подобных измерений у одной и той же совокупности. Они делают только мерилу это чересчур суммарным, чтобы служить для безошибочных и окончательных выводов при сравнительном изучении брачно-

сти разных народонаселений. Можно, как нам думается, установить общее правило, что пригодность той или иной меры массовых явлений демографической статистики для сравнительных целей тем ниже, чем сложнее и суммарнее мерило, к которому обращаются в каждом данном случае.

Техническая сторона вычислений продолжительности брака, жизни брачной, вдовства и т. п. не столь элементарна, как вычисления средней продолжительности жизни. Разбор совокупностей, с которыми здесь имеют дело, их взаимоотношений, выработка общей сводки первичного материала и нахождение приблизительных значений совокупностей произведены В. Лексисом при помощи обращения к графическим изображениям [177].

Каждая из рассмотренных конструкций освещает лишь одну сторону брачности населения и притом с разных точек зрения. Когда имеют в виду определить в наиболее чистом виде склонность населения к семейной жизни и другим явлениям, необходимым средством для этого представляется, на наш взгляд, обращение к конструкции, которую мы предлагаем [178]. Когда же в качестве задачи исследования имеют измерение продолжительности какого-либо состояния, приходится обращаться к вычислениям ее для среднего в данной совокупности человека. Даже средняя продолжительность жизни чересчур суммарна при сколько-нибудь далеко идущих исследованиях, в особенности для целей сравнения. Продолжительность разных состояний как мера демографических массовых явлений при двух и более изменениях первоначального состояния — еще более суммарное мерило, чем средняя продолжительность жизни, ввиду взаимной связанности и зависимости всех видов событий, которыми данное состояние прекращается. За первый метод измерения брачности населения говорит его теоретическое совершенство, за второй — его огромное материальное значение и практическая важность («Очерки», V, § 10—12, стр. 331—341).

---

[177] W. L e x i s, Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik, Strassburg, 1875, гл. IV

[178] Примером неясности представлений об измерении склонности населения ко вступлению в брак может служить следующее место из работы Ю. Э. Янсона «Сравнительная статистика населения» (Спб., 1892, стр. 151): «Должно заметить, — говорит он, — что самым точным способом вычисленные коэффициенты брачности не могут служить для оценки того, как велико в данном населении стремление к брачной жизни. У народа, у которого смертность сильна, где, следовательно, процесс возобновления населения идет быстро, может быть много браков и, тем не менее, наклонность к браку незначительна. Напротив, где смертность мала, где, следовательно, раз заключенные браки дают продолжительное брачное сожительство, число вновь заключенных браков необходимо будет меньше, несмотря на более сильное стремление к брачной жизни».

В этих воззрениях проскальзывает тот формальный взгляд на стремление населения к семейной жизни, который порой встречался в старой литературе, находившейся под влиянием идей Мальтуса. Число браков в стране, по мнению этих авторов, определяется общими причинами, и оно остается постоянным, так что число вновь заключенных браков определяется числом разрушенных. Типичным представителем этого направления является Мельхиор Джоя, который сравнивает этот «семейный фонд» страны с наполненным театром с двумя дверями, из которых в одну входит столько лиц, сколько выходит из другой. «В стране, давно заселенной и культурной, увеличение количества браков не есть симптом процветания, так как это увеличение происходит за счет смертей: число вновь заключенных браков приблизительно равно числу браков расторгнутых. Это, так сказать, то, что в наполненном людьми театре: в одну дверь входит столько людей, сколько выходит из другой». См. «Filosofia della statistica», 2 ed., Milano, 1829—1830, t. II, стр. 121—122. Подобные взгляды высказал G. C a u d e r l i e r (Кодерлье), Les lois de la population et leur application à la Belgique, Bruxelles, 1900, стр. 2—3.

Гипотеза стационарности

(§ 13). Общая схема представления служит не только для теоретически совершенного научного изображения демографической жизни населения, вычисления и систематизирования мер массовых явлений. Ей присуще еще другое значение — орудия научного исследования для разрешения ряда важных вопросов статистики населения и моральной. Значение это связано с гипотезой стационарности населения, которую обычно относят к смертности.

Под стационарным населением в этом смысле понимают такое, где: 1) рождения распределяются равномерно во времени, т. е. число новорожденных пропорционально времени наблюдения, 2) всякая совокупность новорожденных имеет один и тот же порядок вымирания и 3) не наблюдается случаев миграции. При сделанных предположениях каждый год рождается одно и то же число детей, и так как порядок вымирания остается неизменным, число населения и его возрастной состав остаются теми же.

Обратившись к чертежу, покажем главнейшие выводы, которые получаются при допущении стационарности населения. Коль скоро порядок вымирания остается неизменным, все главные и элементарные совокупности смертных случаев у разных поколений равны друг другу. В частности, совокупность $t_{10}a_3a_4$ равна $t_9a_2a_3$, вследствие чего первая главная совокупность $n_9t_{10}a_3a_4$ равна третьей $t_9t_{10}a_2a_3$. Другими словами, число смертных случаев в каком-либо возрасте из данного поколения равно числу умерших того же возрастного класса, наблюдавшихся в каком-либо гражданском году. Следовательно, вместо того, чтобы при построении таблицы смертности проследить жизнь поколения до предельного возраста, можно ту же таблицу построить на основании данных о смертности всего лишь за один год. Коль скоро первые главные совокупности умерших равны любым третьим для того же возраста, колонна значений d_x находится путем распределения умерших в известном календарном году по годичным возрастным классам. Вычисление таблицы смертности на основании колонны значений d_x производится согласно формуле (11).

Все живое население (современники) находят путем народной переписи, которую с теоретической точки зрения следует производить в конце календарного года. Числа современников получают более общее значение при гипотезе стационарности. Тот или иной момент времени наблюдения теряет в этом случае свой индивидуальный характер, и число живых, обнаруженное в конце календарного года, имеет общее значение, оно остается неизменным для любого момента времени. Числа современников при гипотезе стационарности означают также числа постоянно живущих в известных возрастных пределах, обозначаемые через L_x, т. е. в этом случае

$$l_x = L_x. \tag{61}$$

Число всех современников или наличное население в любой момент времени наблюдения равно

$$L_0 + L_1 + L_2 + \ldots + L_{\omega-1} = \sum_{x=0}^{x=\omega-1} L_x. \tag{62}$$

Особое значение и смысл получает при гипотезе стационарности колонна значений L_x. Как показано выше, в § 7, при гипотезе пропорциональности рождений и смертных случаев времени наблюдения числен-

ные значения совокупностей современников в конце гражданского года и время, прожитое совокупностью ровесников l_x в пределах $x/x+1$ возрастного класса, равны друг другу, вследствие чего и

$$^{1}l_{x/x+1}=L_x. \tag{63}$$

Но равенство (61) имеет силу не только при гипотезе пропорциональности смертных случаев времени наблюдения, оно имеет общий характер.

Число современников в возрасте от x до $x+\alpha$ для любого момента лежит между αl_x и $\alpha l_{x+\alpha}$. Эта совокупность живых относится к периоду времени рождения продолжительностью в α. Она меньше ровесников αl_x и больше $\alpha l_{x+\alpha}$. Подобным образом совокупность современников для любого момента возрастного класса от $x+\alpha$ до $x+2\alpha$ лежит между $\alpha l_{x+\alpha}$ и $\alpha l_{x+2\alpha}$. Просуммировав верхние и нижние пределы для значений современников у всех этих неравенств для годичного периода от x до $x+1$, получают

$$\left.\begin{aligned} L_x &> \frac{1}{n}\left(l_{x+\alpha}+l_{x+2\alpha}+\ldots+l_{x+(n-1)\alpha}+l_{x+1}\right) \\ \text{и} \\ L_x &< \frac{1}{n}\left(l_x+l_{x+\alpha}+\ldots+l_{x+(n-2)\alpha}+l_{x+(n-1)\alpha}\right) \end{aligned}\right\} \tag{64}$$

Отняв правую половину верхнего неравенства от правой половины нижнего, имеем

$$\frac{1}{n}\left(l_x-l_{x+1}\right), \tag{65}$$

где $n\alpha=1$.

Произведение это можно сделать меньше любой величины, так как время бесконечно делимо. Таким образом можно было бы найти теоретически точное разрешение вопроса о числе современников стационарного населения.

К тем же неравенствам приходят при точных вычислениях времени, прожитого совокупностью ровесников l_x в пределах возраста от x до $x+1$. Ровесники l_x прожили за время от x до $x+\alpha$ несколько более $\alpha l_{x+\alpha}$ и несколько менее αl_x, ровесники $l_{x+\alpha}$ — несколько более $\alpha l_{x+2\alpha}$ и несколько менее $\alpha l_{x+\alpha}$ и т. д. Сложив верхние и нижние пределы значений прожитого времени для всего годичного возрастного класса, приходят к тем же неравенствам, как и в случае современников стационарного населения[179]. Вследствие этого равенство (61) имеет общий характер.

Пользуясь гипотезой пропорциональности числа смертных случаев и времени наблюдения, найдем средний возраст умерших. Умершие на первом году жизни, или d_0, прожили в среднем $\frac{1}{2}d_0$ лет, d_1 пережили

---

[179] L. v. Bortkiewicz, Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln, «Handwörterbuch der Staatswissenschaften», 3 Aufl., VII Bd., § 32, стр. 931. О более точных вычислениях прожитого времени см. работы В. И. Борткевича: «Смертность и долговечность мужского православного населения Европейской России», Спб., 1890 (прилож. №8 к 63 тому «Записок Академии наук»); «Sterbeziffer und der Frauenüberschuss in der stationären und in der progressiven Bevölkerung. Zugleich ein Beitrag zur Frage der Berechnung der verlebten Zeit», «Bulletin de l'Institut International de Statistique» t. XIX, I livr., La Haye, 1912, стр. 63—141.

весь первый год и половину второго, т. е. прожили всего $\frac{3}{2}d_1$ лет, и т. д. Разделив сумму лет, прожитых каждой возрастной категорией умерших, на их число, и получают искомую величину, которая согласно равенству (26) представляет также выражение для средней продолжительности жизни

$$\frac{\frac{1}{2}d_0+\frac{3}{2}d_1+\frac{5}{2}d_2+\cdots}{d_0+d_1+d_2+\ldots}=\frac{T_0}{l_0}=\mathring{e}_0. \tag{66}$$

Так как при сделанных допущениях

$$\frac{1}{2}d_0+d_1+d_2+\ldots=L_0$$

и т. д., равенство (66) можно написать в следующем виде

$$\frac{L_0+L_1+L_2+\ldots}{d_0+d_1+d_2+\ldots}=\frac{\Sigma L_x}{\Sigma d_x}=\mathring{e}_0, \tag{67}$$

т. е. средняя продолжительность жизни стационарного населения равна этому населению, деленному на все смертные случаи или число новорожденных, потому что эти числа равны по своей величине.

Определим теперь средний возраст современников стационарного населения. L_0 лиц имеют в среднем каждый полгода, L_1 — полтора года, L_2 — два с половиной года и т. д., следовательно, средний возраст всех современников будет

$$\frac{\frac{1}{2}L_0+\frac{3}{2}L_1+\frac{5}{2}L_2+\ldots}{L_0+L_1+L_2+\ldots}=\frac{Y_0}{T_0}. \tag{68}$$

Коэффициент получается путем деления числа случаев особого рода, происшедших в известной совокупности за определенное время, на время, прожитое этой совокупностью под наблюдением. Коэффициент смертности для всего стационарного населения выразится поэтому формулой

$$\frac{d_0+d_1+d_2+\ldots}{T_0}=\frac{\Sigma d_x}{\Sigma L_x}=\frac{1}{\mathring{e}_0} \tag{69}$$

Из равенства (69) следует, что в стационарном населении средняя продолжительность жизни равна единице, деленной на коэффициент смертности для всего населения.

Смертные случаи за определенный промежуток времени у стационарного населения равны числу новорожденных, вследствие чего можно написать, что коэффициент рождаемости равен единице, деленной на среднюю продолжительность жизни

$$\frac{l_0}{\Sigma L_x}=\frac{1}{\mathring{e}_0}, \tag{70}$$

а величина e_0 равна единице, деленной на коэффициент рождаемости.

(§ 14). Если от смертности перейти к другим явлениям демографической статистики—брачности, преступности, вступлению в профессиональную деятельность и т. д., нетрудно убедиться, что конструкция стационарности населения и всех изменений первоначальных состояний

приложима к общей схеме представления и в этих случаях. И здесь она приводит к весьма важным в теоретическом отношении выводам. При гипотезе равномерного распределения случаев изменения первоначального состояния также нетрудно найти совокупности лиц, находящихся в том или ином состоянии, и распределение их по возрасту. И в этом случае получатся такие взаимоотношения между разными мерами, которые не имеют силы в общем случае, когда подобные величины исчисляют на основании другого материала.

Если включить в рассмотрение рождаемость, схема может получить несколько иное значение. Только в одном случае, когда число новорожденных равно числу смертных случаев за то же время наблюдения, население остается стационарным. Если же оно превышает число умерших, население должно возрастать, при прочих равных условиях, в геометрической прогрессии, в противоположном случае убывать в той же прогрессии. Нахождение распределения такого прогрессирующего или регрессирующего населения по возрасту и разным состояниям при гипотезе равномерности не встречает особых затруднений.

Распределение населения по возрасту у одной заполненной общей схемы представления и у иных, по общему правилу, не является одним и тем же, ибо оно есть следствие смертности, которая в разных населениях различна. Схемы эти дают распределение в его, так сказать, натуральном виде, какое оно было бы, если бы условия смертности оставались теми же, что и полученные путем наблюдения. То же имеет силу для брачности и других изменений первоначального состояния.

Будучи сведены на это натуральное основание, массовые явления статистики населения и моральной дают возможность получения разных мер, свободных от каких бы то ни было несовершенств, кроме тех, которые вытекают из их логически-математического существа и необходимых свойств и особенностей непрерывных факторов, играющих здесь главную роль, т. е. времени в его разных видах. Последнее обстоятельство вносит, правда, почти во все проблемы демографической статистики элементы произвольности ввиду необходимости прибегать к той или иной гипотезе о распределении случаев во времени, но ошибка, при этом делаемая, может быть поставлена наряду с подобными ей в естественных науках, где ввиду несовершенств наших органов и измерительных инструментов часто бывают вынуждены ограничиваться лишь приближенными величинами.

Предположив, что общая схема представления заполнена на основании того или иного материала и что население, которое получается в результате этого заполнения, стационарно, т. е. что порядок смертности, брачности и других массовых явлений демографической статистики остается неизменным, мы на основании подобной конструкции в состоянии сделать весьма важные в социально-экономическом отношении выводы, которые представляются совершенными в теоретическом отношении. Конструкция эта при предположении стационарности населения исключает все сомнительные и спорные элементы, оставляя в результате схему, свободную от каких бы то ни было недостатков, кроме тех, которые вытекают из существа элементов, с которыми имеют дело.

Предположив, что рождения и все изменения состояний распределяются равномерно во времени и что меры изучаемых явлений остаются неизменными, получают гипотетическое население, позволяющее сделать заключение обо всех элементах демографической жизни. Обращение к гипотезе стационарности позволяет установить состав населения по возрасту, гражданскому и другим состояниям (с распределением этих лиц по возрасту), средний возраст изменивших то или иное со-

стояние, число детей на одну семью и т. д.— словом, представить всю демографическую жизнь гипотетического населения, как она сложилась бы при гипотезе стационарности. Только обратившись к этой конструкции, можно разрешить вопрос о правильном измерении роста населения и вычислить период удвоения, вполне точный при сделанных допущениях [180]. Вопрос о соотношениях полов у стационарного и прогрессирующего населения уже подвергся с этой точки зрения точной разработке [181].

Для того чтобы статистике населения и моральной можно было приписать значение науки в полном смысле этого слова, нужно, чтобы они обладали таким орудием научного исследования, которое позволяло бы изолировать влияние разных факторов, измерять теоретически точно силу их действия, а также чтобы выводы их, как и научные выводы всех естественных эмпирических наук, обладали характером бесспорности, а не были мнением того или иного ученого. Суждения на глаз недопустимы в той области исследования, которая может быть названа экспериментальной наукой.

Единственным средством, позволяющим при изучении массовых явлений статистики населения и моральной устранить все лишние элементы и изолировать действие одного фактора, является заполнение общей схемы представления и обращение затем к гипотезе стационарности населения [182].

Такое гипотетическое население вместе со всеми мерами, к нему относящимися, и является тем общим основным мерилом, к помощи которого неизбежно следует всегда прибегать при серьезных статистических исследованиях, выводы которых должны быть окончательными и бесспорными. Значение общей схемы представления в связи с гипотезой стационарности населения может быть приравнено разве только гипотезе «хозяйственного эгоизма», на которой строится теория буржуазной политической экономии.

Всякое исследование статистики населения и моральной, имеющее общий характер, для научной неоспоримости своих выводов должно исходить из общей схемы представления — принцип, против которого грешат порой не только ввиду отсутствия соответствующего материала.

Не обращаясь к заполнению общей схемы представления массовых явлений статистики населения и моральной, мы лишены в сущности вполне точного и объективного критерия для суждения о том, как сила действия разных факторов взаимно сочетается или нейтрализуется, вызывая тот или иной конечный результат.

---

[180] Ср. метод, предлагаемый К. М. Баллодом в «Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung» (Leipzig, 1897), для «вычисления исправленных цифр рождаемости». См. критику соображений К. М. Баллода у В. И. Борткевича в «Jahrbuch für Gesetzgebung», 22 Jahrgang (1899), стр. 772—774.

[181] L. v. Bortkiewicz, Die Sterbeziffer und der Frauenüberschuss in der stationären und in der progressiven Bevölkerung.., стр. 63—141.

[182] В применении к измерениям смертности факт этот признается рядом авторов. В. Фарр замечает: «построенная обычным методом таблица смертности показывает истинную среднюю меру смертности и среднюю продолжительность жизни; обе они неразрывно связаны». Издатель работ В. Фарра N. A. Humphreys указывает, что «таблица смертности — единственный метод, дающий истинные меры смертности, меры, из которых исключены все нарушающие влияния распределения населения по полу и возрасту» (см. W. Farr, Vital Statistics, London, 1885, стр. 122 и 112, а также C. Ballod, Die Lebensfähigkeit...). В. И. Борткевич в своем критическом отзыве на эту работу К. М. Баллода отметил, что последний «исходит при этом из правильного представления, что коэффициент смертности стационарного населения теоретически самая совершенная мера общей смертности. Но эта величина может быть выведена только из таблицы смертности» (см. «Jahrbuch für Gesetzgebung», 22 Jahrgang, стр. 772).

К каким выводам приходят даже крупнейшие статистики, которые судили на глаз, можно показать на примере твердо укоренившегося на континенте заблуждения, что число смертных случаев прогрессирующего населения, где число рождений превышает смертные случаи, при прочих равных условиях, должно быть больше, чем у стационарного, ввиду того, что смертность детей весьма велика (А. Кетле, Г. Рюмелин и др.). Все статистики тем не менее знают, что существует второй максимум смертности, лежащий между 70—78-ю годами, и что в прогрессирующем населении доля стариков меньше, чем у стационарного. Английские статистики на основании научного изучения давно знают, что общие цифры смертности прогрессирующего населения меньше общего коэффициента смертности [183]. Подобные заблуждения возможны и фактически имеют место в отношении почти всех вопросов статистики населения и моральной [184] («Очерки», V, § 13—14, стр. 341—350).

3. Научное значение других мер, применяемых в демографической статистике

Общие коэффициенты

(§ 15). Самой суммарной и примитивной мерой массовых явлений демографической статистики являются так называемые общие цифры, или общие коэффициенты смертности, брачности, рождаемости и т. п. Они получаются путем деления числа случаев особого рода, имевших место в течение определенного времени (обычно один год) в том или ином населении, на его число. При их рассмотрении смертность обычно выделяют из прочих массовых явлений демографической статистики ввиду того обстоятельства, что ей подлежат все индивидуумы, а вступить в брак, иметь детей, сделаться преступниками и т. п. могут далеко не все. Это обстоятельство и служит внешним поводом для конструкции так называемых «специальных» коэффициентов брачности, рождаемости и других, получаемых путем деления случаев особого рода на то население, среди которого они могли иметь место. Различию этому обычно придают очень большое значение, несмотря на то, что с логической точки зрения оба метода имеют одну и ту же слабую сторону, к которой, правда, в общих цифрах брачности и им подобных присоединяются еще другие, имеющие второстепенное значение.

Стремление определить так называемый «закон народонаселения» или установить темп его роста также является одним из важнейших источников заблуждений при оценке разными авторами научного значения общих коэффициентов смертности и рождаемости. В этих цифрах видят единственное средство для открытия этих «законов», которые по-

---

[183] Первое сравнение общих цифр смертности конкретных народонаселений и коэффициента смертности для всего стационарного населения произведено было известным английским актуарием Д. Мильном. См. «Encyclopaedia Britannica», 7 ed., vol. XV, part II, статья «Mortality, human». «Fifth Annual Report of the Registrar General on Births, Deaths and Marriages in England and Wales», изданный G. Graham'ом; N. A. Humphreys, The Value of *Death-rates as a Test of Sanitary Conditions*. «Journal of the Royal Statistical Society», 1874; A. Newsholme, The Elements of Vital Statistics, 3 ed., London, 1899; A. Zillmer, Ueber die Geburtsziffer, die Sterbeziffer, das durchschnittliche Sterbealter und den Zusammenhang dieser Zahlen mit der mittleren Lebensdauer, «Rundschau der Versicherungen», XIII Jahrgang (1863), стр. 71—78, 112—118; L. v. Bortkewitsch, Kritische Betrachtungen, III, Die Sterbeziffer und der Frauenüberschuss...

[184] Ряд подобных ошибок сделали, между прочим, Ольденберг (Oldenberg), Л. Брентано (Brentano), К. Бюхер (Bücher), Гнаук-Кюне (Gnauck-Kühne). См. разбор их у В. И. Борткевича в «Die Sterbeziffer und der Frauenüberschuss...»

лучаются путем вычитания коэффициентов смертности из цифр рождаемости.

Все же, отвлекаясь от легкости вычислений коэффициентов, главнейшее основание, почему огромное большинство авторов ограничивается при исследованиях только ими, кроется, по-видимому, не столь в недостатках статистических материалов, сколько в том обстоятельстве, что числа эти нередко отличались на практике сравнительной устойчивостью. На основании их сравнения или колебаний стремятся выяснить не только закон народонаселения, но также влияние разных факторов на интенсивность массовых явлений демографической статистики. При этом совершенно забывают о логически-математическом характере нахождения чисел и степени пригодности их для этих целей. Многие из подобных заключений лишены какой бы то ни было научной ценности[185] ввиду включения в расчеты разнородных элементов, которые неодинаковым образом отражаются на конечных результатах, составляющих изучаемое массовое явление. Относясь отрицательно к математической школе в статистике, большинство авторов уже в силу этого не в состоянии правильно оценить и сопоставить пригодность разных мер, применяемых при изучении массовых явлений демографической статистики.

Разнообразие методов вычисления знаменателя общих коэффициентов отчасти вызывается неопределенностью этой меры, отчасти же — практически наблюдаемой незначительностью различия его значений при разных методах. Отвлекаясь пока от этого разнообразия, покажем их теоретическую непригодность как мерила массовых явлений демографической статистики.

Предположим, что вычисляют общие коэффициенты брачности в таком гипотетическом населении, где совершенно не наблюдается миграции и где все жители вступают в брак как раз в день исполнения им 25 лет. Эти предположения неосуществимы на практике, но они значительно облегчают выводы, не уменьшая в то же время их правильности и теоретической обоснованности.

Величина числителя общих цифр брачности, который представляет собой число лиц, доживших до 25-й годовщины дня своего рождения в данном календарном году, зависит от двух факторов: 1) числа новорожденных 25 лет тому назад и 2) интенсивности смертности в течение 26 лет.

Знаменатель, или число населения, тоже зависит от двух факторов: 1) густоты рождаемости в течение 100 лет и 2) интенсивности смертности за то же время.

Ясно, что трудно придавать научное значение общим коэффициентам вследствие их зависимости от этих разнообразных и к тому же непосредственно друг с другом не связанных факторов. Мера эта лишена тех качеств, которые должны быть присущи всякому мерилу, имеющему сколько-нибудь глубокое научное значение. Представление об интенсивности исследуемого массового явления, получаемое путем вычисления общих коэффициентов, страдает такими существенными недостатками, которые нисколько не искупаются простотой их вычисления. Общие же коэффициенты, вычисленные на основании правильным образом заполненной общей схемы представления, имеют совершенно другой смысл и значение. Ряд авторов не считает общие коэффициенты мерой, при-

[185] См., например, G. M a y r, Bevölkerungsstatistik.., § 54, стр. 175. Нашелся, впрочем, автор, который отнес Г. Майра к «апостолам математической статистики». См F. V i r g i l i i, La statistica storica e matematica, «Giornale degli Economist», serie I, vol. IV (1889), стр. 459.

годной для научного изучения массовых явлений статистики населения и моральной [186].

Все же огромное большинство писателей считает общие коэффициенты пригодными даже для сравнительных целей, но объем их применения, по мнению разных авторов, различен. К необходимости вычисления общих коэффициентов обычно приходят после указания на тот самоочевидный факт, что абсолютные числа смертных случаев, браков, рождений, преступников и т. п. не дают никаких опорных пунктов для сравнения по месту или времени. Узнав, сколько таких случаев изменения состояния приходится на круглое число населения, думают, что при помощи этой простой арифметической операции получат величины, на основании которых можно сделать выводы, если и не вполне безукоризненные с научной точки зрения, то, во всяком случае, вполне допустимые и пригодные для сравнительных целей.

Ряд авторов пользуется ими для сравнения по месту [187], по временам, указывая, правда, что общие коэффициенты смертности зависят от возрастного состава населения и т. п. Другие, указав на подобные нарушающие факторы, признают общие цифры вполне или относительно удовлетворительными показателями интенсивности исследуемых явлений для одной и той же местности в течение ряда лет без ограничения времени [188] или же только для короткого промежутка [189].

Все же, ввиду указанных соображений, следует признать, что общие коэффициенты не являются с научной точки зрения пригодными и для одной и той же страны как точный показатель или мерило интенсивности массовых явлений. Население каждой страны в две более или менее отдаленные друг от друга эпохи является, по общему правилу, другим в отношении своего возрастного состава. Непостоянство порядка вымирания и неодинаковая густота рождений и в случае одной страны являются теми постоянными факторами, которые делают результаты сравнения общих коэффициентов смертности даже в течение небольшого ряда смежных лет весьма проблематическими. Положение еще более осложняется, когда имеют дело с несколькими изменениями первоначального состояния. Число вступивших в брак в том или ином календарном году зависит не только от интенсивности брачности в это время и других двух указанных факторов, но также от интенсивности брачности до данного времени наблюдения.

Предположим, для простоты, что смертность населения остается неизменной, что не наблюдается миграции и что все люди вступают в брак в день достижения ими 25 лет. При предположении неизменности интенсивности вступления в брак величина общих коэффициентов брачности при сделанных допущениях будет зависеть только от густоты рож-

---

[186] См. G. F. K n a p p, Ueber die Ermittelung.., стр. 106; G. Z e u n e r, Abhandlungen.., стр. 76; R. B ö c k h, Bericht über den XIV Internationalen Kongress für Hygiene, III Bd., стр. 1077; E. B l a s c h k e, Vorlesungen.., стр. 11—12, 84—85; J. K ö r ö s i, Ueber die Berechnung eines internationalen Sterblichkeitsmasses, «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t.VIII, I livr., Rome, 1895, стр 133—134, 144; W. S t i e d a, Die Eheschlissungen in Elsass — Lothringen 1872—1876, Strassburg, 1879, стр. 15; R. R. K u c z y n s k i, Zur Statistik der Fruchtbarkeit, «XIV Kongress für Hygiene und Demographie», 3 Bd., стр. 1472—1484.

[187] См., например, C. F. W. D i t e r i c i, Ueber das Verhältnis der neu geschlossenen Ehen zu der Anzahl der gleichzeitig Lebenden, Berlin, 1857, стр. 607

[188] W. F a r r, Vital Statistics, London, 1885, стр. 123; G. M a y r, Bevölkerungsstatistik, стр. 223 (ср., впрочем, стр. 224); A. N e w s h o l m e, Elements of Vital Statistics, 3 ed., London, 1889, стр. 57; W. B. B a i l e y, Modern Social Conditions, New York, 1906, стр. 99, 216.

[189] W. C. D u n b a r, 67 Annual Report of the Registrar General of Births Deaths and Marriages in England and Wales (1904), London, 1906, стр. VI.

даемости в изучаемом народонаселении. Число же рождающихся ни в одной стране не остается неизменным, вследствие чего общие коэффициенты дают ложное представление об интенсивности брачности. К тем же результатам приходят при предположении, что интенсивность вступления в брак и густота рождения остаются неизменными, но порядок вымирания у разных поколений различен. С другой стороны, не исключена теоретическая возможность, что два населения будут иметь одни и те же общие коэффициенты при наличии разной интенсивности изучаемого массового явления. Как величина числителя, так и величина знаменателя являются до известной степени случайными. Числитель зависит от числа новорожденных 25 лет тому назад, а знаменатель — от суммы остатков новорожденных на протяжении 100 лет. Сравнивая два общих коэффициента брачности за два смежных года, получают два неодинаковых числителя, зависящих от числа новорожденных 25 и 26 лет тому назад, и два разных знаменателя, из которых знаменатель для позднейшего года получается путем вымирания части старого народонаселения и прибавления новорожденных в последнем году.

Такая упрощенная схема рассмотрения показывает, что общие коэффициенты не имеют научного значения для целей сравнительных, ибо мы никогда не в состоянии указать точный смысл их незначительных колебаний, которые могут вызываться факторами, отчасти или целиком лежащими в дефектах, присущих самой природе этой меры массовых явлений демографической статистики.

Вычисление знаменателя у общих (и специальных) коэффициентов дает повод к дальнейшим разногласиям. Одни авторы рекомендуют брать население в начале времени наблюдения, большинство же берет среднее население за время наблюдения. Первые, вычисляя общие коэффициенты, придают им порой значение вероятностей [190], другие — так называемых общих коэффициентов смертности, брачности и т. п.

Авторы, придерживающиеся того мнения, что общие цифры следует рассматривать как коэффициент для всего населения, обычно не впадают в грубые ошибки. Но и в этом случае возникает некоторая трудность при определении среднего населения или времени, прожитого им под наблюдением.

В заключение нелишним представляется отметить некоторые особые случаи, когда применение общих коэффициентов представляется более ошибочным, чем обыкновенно. При исследованиях смертности по месяцам, неделям и другим мелким подразделениям числитель общих

[190] См. Ю. Э. Янсон, Сравнительная статистика населения, Спб., 1892, стр. 251—252. Он имел, правда, смутное представление о теоретическом различии вероятности и коэффициента, называя к тому же общие цифры то вероятностью, то коэффициентом. Ю. Э. Янсон указывает, что для вычисления правильных общих цифр, имеющих значение вероятностей, нужно брать население в начале года, и дает при этом пример, при помощи которого можно показать всю ошибочность его построений. Он предполагает, что перепись, давшая для Петербурга 954 400 жителей, произведена не 15, а 31 декабря, и производит вычисление лиц на начало 1890 г., прибавив к ним 23 855 смертных случаев, зарегистрированных в этом году. Разделив затем эти смертные случаи на полученную сумму, он и получает свою «вероятность». Но сумма эта, с одной стороны вовсе не дает числа лиц на начало 1890 г., ибо это последнее будет меньше полученного Янсоном на все число новорожденных этого года (минус умерших из них), а с другой — число его нельзя брать как знаменатель вероятности для населения умереть в течение года опять-таки ввиду того, что, даже отвлекаясь от случаев миграции, население возрастает за время наблюдения вследствие рождений. Соображения Ю. Э. Янсона представляются тем более странными, что уже в 1862 г. была опубликована работа, освещающая вопрос об общих цифрах с этой точки зрения. См. Th. Wittstein, Die Mortalität in Gesellschaften mit successiv eintretenden und ausscheidenden Mitgliedern, «Archiv für Mathematik und Physik», 39 Bd., стр. 67—92.

цифр зависит в большей мере от густоты новорожденных за это время, так как интенсивность смертности тем выше, чем ниже возраст ребенка. Максимум интенсивности падает на время до рождения. Она весьма велика в течение первого дня и вслед затем постепенно падает. С другой стороны, густота рождения подвержена в течение года значительным колебаниям, и потому, не приняв во внимание ее роли, можно приписать чересчур большую смертность влиянию времени, в то время как она целиком или в большей мере должна быть отнесена за счет густоты рождений.

Другой случай составляют вычисления общих коэффициентов таких массовых явлений, которые имеют место лишь в известном возрасте, для населений, где наблюдается значительная миграция. Эмигрируют из родной страны навсегда или отправляются на продолжительное время на заработки почти исключительно взрослые. Это обстоятельство является основанием, почему доля взрослых у стран со значительной иммиграцией выше, чем у тех стран, откуда значительные массы населения эмигрируют. Поэтому общие коэффициенты для массовых явлений, имеющих место исключительно или преимущественно среди взрослых, при прочих равных условиях, у стран с сильной иммиграцией будут больше, чем у тех стран, где наблюдается значительная эмиграция. Нечто противоположное имеет место по отношению к изменениям первоначального состояния, которые наблюдаются исключительно или преимущественно среди детей и стариков («Очерки», V, § 15, стр. 351—357).

Специальные коэффициенты

(§ 16). Под специальными цифрами, или коэффициентами брачности, рождаемости, преступности и т. п., обычно понимают число вступивших в брак (или браков), новорожденных, преступников и т. д. в течение какого-либо календарного года, отнесенное к 1000 или другому круглому числу не общего населения, а населения особого, среди которого подобные случаи возможны.

Пользуясь аналогией с теорией вероятностей обычно стремятся в качестве знаменателя специальных цифр брать группы людей, могущих вступить в брак, иметь детей и т. д., в чем видят весьма существенное улучшение как по существу, так и при международных сравнениях. При измерениях брачности знаменателем обычно берут население, не состоящее в браке, от 15 до 60 лет. Статистика не всегда дает эту величину, и потому в подобных случаях берут либо население, не состоящее в браке, старше 15 лет, либо все взрослое население. Специальные коэффициенты брачности могут иметь, таким образом, следующий вид:

1) сколько было новобрачных (браков) на 1000 могущих вступить в брак в возрасте от 15 до 60 лет;

2) сколько было новобрачных (браков) на 1000 могущих вступить в брак в возрасте 15 лет и старше;

3) сколько новобрачных (браков) приходится на 1000 жителей старше 15 лет.

Два последних выражения не являются специальными коэффициентами брачности в собственном смысле слова, а лишь переходом к ним от общих. В дальнейшем мы их касаться не будем, ограничившись разбором чистого типа, который видят в коэффициенте, приведенном первым.

И здесь, как и у общих коэффициентов, намечается два течения. Одни авторы стремятся придать специальным коэффициентам значение вероятностей, другие — коэффициентов, порой плохо разбираясь в их различиях. Типичными для первых представляются воззрения Ю. Э. Янсона на неточности при вычислениях знаменателя специальных коэффи-

циентов брачности. Указав на условность значения знаменателя, которым является взрослое население от 15 до 60 лет, не состоящее в браке, ввиду того, что встречаются браки до 15 и старше 60 лет, он продолжает: «другой источник неточности представляется в том обстоятельстве, что цифра населения дается для одного определенного дня, тогда как число браков берется за известный период времени (за год или — средняя — за несколько лет). Собственно для каждого брака должна быть своя вероятность, ибо каждый предшествующий брак уменьшает постепенно численность населения, могущего вступить в брак. Устранить новый источник ошибки можно только при помощи предположения, в действительности, однако, не оправдываемого, что все браки распределяются равномерно во времени (по частям года). Тогда следовало бы вычисленную величину знаменателя увеличить на все число браков (половину числа браков, помноженную на два, ибо в брак вступают двое). Однако и этой поправки обыкновенно не вводят, так как все данные статистические имеют значение преимущественно сравнительное, одинаковая же, или почти одинаковая, ошибка сравниваемых величин не влияет на результаты сравнения» [191].

Многие авторы предпочитают специальные коэффициенты общим и считают их лучшим мерилом, исходя из понятия вероятности [192], другие же отдают им предпочтение ввиду их большей пригодности для целей сравнительных [193].

Почти все авторы высказываются в том смысле, что специальные коэффициенты лучшее мерило, чем общие [194], по общему правилу, смешивая при этом логически-математическую природу их как меры массовых явлений демографической статистики, а также пригодность для сравнительных целей.

С первой точки зрения общие коэффициенты представляются гораздо более суммарным мерилом, чем специальные. Включение в знаменатель лиц, среди которых данное явление заведомо не может иметь места, противоречит самой идее интенсивности. Понятие вероятности несовместимо с представлением о том, что в общее число случаев входят и такие, среди которых наступление изучаемого события невозможно.

---

[191] Ю. Э. Янсон, Сравнительная статистика населения, Спб., 1892, стр. 150.

[192] L. A. Bertillon, Mariage, «Dictionnaire encyclopédique des sciences médicales», 2 série, t. 5, Paris, 1872, стр. 8; T. Loua, De quelques lois statistiques du mariage, «Journal de la Société de Statistique de Paris», 6 année (1865), стр. 2—7; Fircks, Bevölkerungslehre und Bevölkerungspolitik, Leipzig, 1898, стр. 207; E. Levasseur, La population française, t. II, Paris, 1891, стр. 82; M. Huber, Valeur comparée des coefficients qui mesurent les mouvements des mariages et des naissances, «Journal de la Société de Statistique», 47 année (1906), стр. 6.

[193] G. Mayr, Die Gesetzmässigkeit im Gesellschaftsleben, München, 1877. стр. 266; W. Stieda, Die Eheschlissungen.., стр. 16; R. Mayo-Smith, Science of Statistics. Part I. Statistics and Sociology, New York, 1895, стр. 121—122; G. Cauderlier, Les lois de la population et leur application à la Belgique, Bruxelles, 1900, стр. 77; G. Schmoller, Grundriss der Allgemeinen Volkswirtschaftslehre, I Teil, 4—6 Aufl., Leipzig, 1914, стр. 165; W. B. Bailey, Modern Social Conditions, New York, 1906, стр. 99; W. C. Dunbar, 67 Annual Report of the Registrar General (1904), стр. VI; F. Zahn, Heiratsstatistik, «Handwörterbuch der Staatswissenschaften», 5 Bd., 3 Aufl., Jena, 1910, стр. 445; J. A. Baines, Population. «The Encyclopaedia Britannica», 11 ed., vol. XXII, стр. 94; Н. А. Каблуков, Курс статистики, М., 1911, стр. 269—270, 277.

[194] Ж. Бертильон, на основании данных E. Sidenbladh'a, построил весьма любопытную диаграмму, относящуюся к населению Швеции. С ее помощью он пытается наглядно выяснить ошибочность метода общих коэффициентов рождаемости и необходимость отнесения рождений к взрослому населению или к женщинам в том возрасте, когда они могут быть матерью. См. Note à propos du même diagramme, «Annales de Démographie Internationale», 3 année (1879), стр. 12—14. См., впрочем, R. Benini, Principii di demografia, сноска 2 к стр. 260.

С точки зрения самого понятия более мирится с этим фактом коэффициент. Но и здесь включение в знаменатель времени, прожитого населением, ничего общего не имеющим с известным явлением, представляется нарушающим элементом. Зависимость численного значения какой бы то ни было меры от посторонних факторов является ее существенным недостатком. К тому же коэффициент и вероятность связаны друг с другом при посредстве соответствующих сил. Таким образом, с точки зрения логически-математического существа специальных коэффициентов как меры массовых явлений демографической статистики их следовало бы, при прочих равных условиях, предпочесть общим.

Все же и с этой точки зрения они представляются дефектными по сравнению с мерами, которые получены путем заполнения общей схемы представления и обращения к гипотезе стационарности. Их главный недостаток тот же, что и общих,— чрезмерная суммарность. Каждый возрастной класс имеет свою особую интенсивность массовых явлений, и общий результат, представляемый специальными коэффициентами, есть средняя взвешенная, состав которой неизвестен. Численное значение специальных коэффициентов обусловливается не только интенсивностью изучаемого явления, но также неодинаковой интенсивностью рождаемости и смертности на протяжении ряда лет. Трудно сравнивать научную ценность мер, которые получаются в результате изучения действия каких-либо сил на постепенно вымирающее поколение, и тех, которые получаются суммарным образом, без устранения влияния нарушающих элементов.

Но преимущество специальных коэффициентов перед общими имеет место лишь постольку, поскольку их рассматривают как меру массовых явлений, а не с точки зрения пригодности для сравнительных целей.

Определение знаменателя специальных коэффициентов допускает значительные вариации по возрасту, в зависимости от чего стоит также численное значение этих мер. Статистические исследования показали, что в разных странах наблюдаются довольно значительные различия в низшем и высшем возрасте вступления в брак. Фиксируя так или иначе пределы возраста для лиц, которые могут вступить в брак, нельзя не считаться с этим фактом. Коль скоро нет никаких объективных критериев для установления возрастных пределов, получается множественность систем измерения, которая не может не отразиться на их результатах. И в науках естественных существует подобная множественность, но она имеет там лишь формальное значение, ибо от одной системы всегда можно перейти к другой. От вариации же величины знаменателя специальных коэффициентов зависят не только их абсолютные численные значения, но также порядок, в котором они располагаются по своей величине. При одних возрастных пределах специальные коэффициенты брачности известной страны могут быть больше, чем у другой, при других же может иметь место противоположное.

Это нетрудно показать на примере. Предположим, для простоты, что все лица 15 лет вступают в брак и что не существует вдовых от 15 до 60 лет. Специальные коэффициенты брачности в этом случае будут приблизительно равны единице. С другой стороны, предположив что все 20-летние вступают в брак, получают для этих коэффициентов значение, несколько меньшее одной шестой. Подобные расхождения не могут иметь места на практике, так как приведенные случаи представляют собой крайние допущения. Но несомненно, однако, что разные государства имеют разные пределы для высшего и низшего возраста вступления в брак, вследствие чего действие указанного фактора имеет место.

Когда имеют дело с одним и тем же населением, эти пределы можно фиксировать соответственно характеру изучаемого явления, но при разных населениях неизбежно появляется отмеченный нарушающий элемент, который делает специальные коэффициенты менее пригодными для сравнения, чем общие.

Немаловажную роль в сбивчивости и смутности представлений об общих и специальных коэффициентах играет вопрос, какую совокупность живых авторы имеют в виду: ровесников или современников. Для выработки понятий мер интенсивности совершенно безразлично, как образована первоначальная совокупность лиц, среди которых наблюдается изучаемое явление.

Если предположить, что рождения распределяются равномерно по всему гражданскому году, число родившихся за год при исследованиях интенсивности массовых явлений можно заменить их половиной, но состоящей под наблюдением весь год. Таким образом, для получения первоначальной совокупности живых к числу современников в начале года надо прибавить половину новорожденных. Перепись, произведенная в начале (конце) года, давая числа современников разных возрастов в начале (конце) времени наблюдения, служит необходимым условием для вычисления вероятностей и коэффициентов для современников. Перепись же, произведенная в середине года, непосредственно пригодна только для вычисления коэффициентов для современников. То же имеет силу и для специальных коэффициентов («Очерки», V, § 16, стр. 357—363).

Меры продолжительности состояний, исчисленные не на основании правильно заполненной общей схемы

(§ 17). Отметим возможности сделать неправильные выводы, к которым может дать повод метод индивидуального наблюдения. С теоретической точки зрения ему следует отдать предпочтение, так как в этом случае не нужно обращаться к разным гипотезам, которые в том или ином направлении влияют на результаты исследования, искажая, таким образом, действительность. При применении этого метода, как и при статистическом мышлении вообще, не следует применять общую схему изучения к статистическим совокупностям «искусственно отобранным». Сама схема ничего не говорит о логических и математических операциях, при помощи которых она заполнена. По поводу ошибок при измерении смертности В. И. Борткевич констатировал, что «исследователи то и дело впадают в ошибки методологического порядка и неизбежно приходят к заключениям, несогласным с истиной. Эти ошибки могут быть сведены к двум типам: одни из них происходят от того, что известные статистические величины вычисляются неправильно; другие же обусловливаются тем, что известным статистическим величинам приписывается не то значение, какое им принадлежит в действительности» [195].

Примером заблуждения первого типа может служить вычисление средней продолжительности жизни, среднего возраста вступающих в брак и т. п. на основании данных текущих записей (или переписей) без правильного построения таблиц смертности, брачности, рождаемости и т. п. Взяв данные о всех умерших в течение данного времени и заполнив на их основании общую схему представления, получат таблицу, напоминающую по внешнему виду таблицу смертности.

Как таблица смертности, так и средняя продолжительность жизни вычисляются в этом случае на основании реального опыта порой значительных совокупностей. Рассматривая ход исчисления с точки зрения

[195] В. И. Борткевич, К вопросу о русской смертности, «Врач» № 48 от 30 ноября 1889 г.

индивидуального метода, и в этом случае имеют дело с рядом демографических биографий уже вымерших людей. Сведя воедино подобные данные, получат, казалось бы, теоретически безукоризненную таблицу смертности. Не удивительно, что целый ряд ученых бессознательно руководствовался этой идеей и так и не осознал теоретическую неправильность так называемого метода Галлея.

История демографии показывает, что на основании среднего возраста умерших и других подобных величин безоговорочно делали самые невероятные выводы. Р. Бёк, правда только в отношении смертности, отметил: «...так как правильный общий результат может быть получен только из сравнения живых и умерших, то все абсолютные числа, которые относятся к различию возрастов, пригодны только для того, чтобы вызвать ложные представления» [196].

Искусственность подбора смертных случаев заключается в том, что численное значение для каждой из возрастных групп, с которыми имеют дело в этом случае, не является чем-то самостоятельным, а величиной, зависящей от других. Непринятие во внимание этого факта и есть та логическая ошибка, которая приводит к ошибочным заключениям. Если имеют дело с рядом независимых и не связанных между собой возрастных групп, это еще не значит, что их можно рассматривать как массу демографических биографий, непосредственно пригодную для сводки с целью заполнения общей схемы представления и вычисления демографических мер. Если численные значения возрастных групп находятся в функциональной зависимости от других величин, не принимаемых нами в расчет, получается своеобразный подбор, не допускающий непосредственного научного использования данного статистического материала. Примером такого подбора могут служить построения таблиц смертности, брачности, рождаемости и других и вычисления средней продолжительности жизни, среднего возраста вступления в брак, среднего возраста рождения первого ребенка и т. п. на основании данных одних только текущих записей.

Предположив, что интенсивность смертности для каждого возрастного класса в двух группах населения совершенно одинакова, получат для них все же различные числа смертных случаев вследствие того, что эти числа зависят также от чисел живых, среди которых они образуются. То же имеет силу и для всех демографических явлений. Совершено ошибочно было бы на основании демографических биографий умерших в каком-либо году заполнить общую схему представления и вычислить на ее основании меры смертности. Правильность этого положения по отношению ко всей области демографических явлений не общепризнанный факт на практике. И в настоящее время средний возраст вступления в брак, среднюю продолжительность его, число детей на один брак и т. п. иногда трактуют как величины, получаемые на основании одного только материала текущих записей. Гипотеза стационарности населения и абсолютной и относительной неизменности величины всех демографических явлений, при которой подобные исчисления могут иметь место, неприложима на практике, но гипотеза эта имеет большое теоретическое значение. Все аргументы, на основании которых отвергается правильность построения таблиц смертности по так называемому методу Галлея, имеют силу и по отношению к другим таблицам и мерам, вычисленным на основании одних текущих записей (или данных одних переписей). Это такая же методологическая ошибка, как

[196] «XIV Intern. Kongress für Hygiene und Demographie», III Bd., 2 Theil, стр. 1077.

трактование относительных чисел экстенсивности, как чисел интенсивности («Очерки», V, § 17, стр. 363—366).

Метод стандартного населения

(§ 18). Факт, что возраст оказывает весьма большое влияние на интенсивность смертности, приводит к тому, что сравнение общих коэффициентов смертности не имеет научного значения. Бо́льшие коэффициенты, наблюдаемые в одном населении, не обязательно означают бо́льшую смертность, чем в другом, ввиду возможного различия возрастного состава этих населений. Исходя из этой идеи, некоторые авторы пришли к заключению, что для сравнимости данных необходимо прежде всего устранить различие возрастного состава. Подобное устранение можно произвести путем вычисления мер интенсивности для каждого возрастного класса, но цельность картины теряется, так как в этом случае нет единого выражения для смертности всего населения, позволяющего сравнить ее со смертностью другого. Заполнение же общей схемы представления и вычисление средней продолжительности жизни или коэффициента для всего стационарного населения представляется этим авторам чересчур длинным путем. Метод «стандартного населения» и является, по мнению его сторонников, средством, вполне пригодным для разрешения вопроса о сравнительной величине смертности разных населений. В. И. Борткевич излагает методы, объединяемые под названием «стандартного населения», следующим образом [197].

Предположим, что сравнивают смертность населений A, B и т. д., причем за основу берется распределение на три возрастные группы у населения S. Пусть доли этих возрастных классов в населении A будут α_1, α_2, α_3, у B — β_1, β_2, β_3 и у S — σ_1, σ_2, σ_3, причем на 1000 душ каждого возрастного класса умирает: в населении A — a_1, a_2, a_3 лиц, у B — b_1, b_2, b_3 и у S — s_1, s_2, s_3. Доли возрастных классов — простые дроби и

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = \sigma_1 + \sigma_2 + \sigma_3 = 1.$$

Обозначив через (MN) число умирающих на 1000, принимая во внимание распределение по возрасту у населения M и число смертных слу-

---

[197] Kritische Betrachtungen.., III Artikel; Ueber die Methode der «Standard Population», «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. 14, 2 livr., Berlin, 1904, стр. 417—437, t. 11, I livr., стр. 173—176, 178. См. также N. A. Humphreys, The Value of Death—rates; J. Bertillon в «Annales de Démographie Internationale», № 1, 1877, прим. к стр. 61; H. Westergaard, Die Lehre von der Mortalität.., I Aufl., Jena, 1881, 2 Aufl., 1901; «Neue und alte Messungsvorschläge in der Statistik», «Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik», 1893; W. Ogle, Annual Summary of Births, Deaths and Causes of Death in London and other great towns, 1883; G. Koch, Der Bevölkerungswechsel in den Jahren 1880 und 1881, «Statistik des Hamburgischen Staats», 12 Heft, 2 Abth., Hamburg, 1883; J. Körösi, Ueber die Berechnung eines internationalen Sterblichkeitsmasses, «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. 8, Rome, 1895, «Mortalitätskoeffizient und Mortalitätsindex», «Bulletin...», t. 6, 2 livr., Rome, 1892; «Bulletin...», t. 11, I livr., стр. 171—173, 176—179; t. 14, I livr., стр. 150—151; M. Rubin, Zur Berechnung eines internationalen Sterblichkeitsmasses, «Jahrbücher...», 3 Folge, 6 Bd. (1893); H. Bleicher, Ueber die Berechnung von Sterblichkeitsziffern, «8 Konferenz deutscher Städtestatistiker zu Lübek», 1893; J. Tatham, Supplement to the 55 Annual Report of the Registrar General, part I, London, 1895; L. Guillaume и Graf в «Bulletin...», t. 9, 2 livr., стр. LXIX и след.; G. Sundberg, J. Körösi, A. N. Kiaer, L. Bodio и G. Mayr, «Bulletin...», t. 12, I livr., стр., 89—99; A. Newsholme, The Elements of Vital Statistics, 3 ed., London, 1899; T. A. Welton, On the Marriage rate since 1880 in England and Wales, «Transactions of the Manchester Statistical Society, session 1911—1912», стр. XVII—XXVI; G. Mortara, Precedimenti per la formazione di indici del movimento naturale della popolazione, «Giornali degli Economisti», vol. 37 (1908), «Le popolazioni...», стр. 15.

чаев на 1000, наблюдаемое у трех возрастных классов населения N, имеют

$$(AA) = \alpha_1 a_1 + \alpha_2 a_2 + \alpha_3 a_3,$$

$$(AB) = \alpha_1 b_1 + \alpha_2 b_2 + \alpha_3 b_3,$$

$$(SA) = \sigma_1 a_1 + \sigma_2 a_2 + \sigma_3 a_3$$

и т. д.

Нетрудно видеть, что (AA), (BB) и т. д. представляют общие коэффициенты смертности на 1000 душ общего населения A, B и т. д. Выражения же (AB), (SA), (SB) и т. д. представляют общие коэффициенты, вычисленные на основании метода «стандартного населения», беря каждый раз за основу возрастное распределение одного населения и число смертных случаев на 1000 душ разных возрастных классов другого.

Покажем теперь, как выражения (SA), (SB) и т. д. получаются из числа умерших на 1000 душ в каждом возрастном классе сравниваемых населений. Если положить в основу числа умерших населения S, различия в смертности A, B и т. д. и S выразятся как

$$a_1 - s_1,\ a_2 - s_2,\ a_3 - s_3,\ b_1 - s_1,\ b_2 - s_2,\ b_3 - s_3$$

и т. д.

Для получения из этих трех разностей единого выражения из них образуют среднюю взвешенную, где весом является доля разных возрастных классов. При образовании единого выражения возможны два метода. С одной стороны, за основу всегда можно брать распределение по возрасту населения S, принимаемого за общий базис при сравнении смертности разных населений. Мера различий смертности A, B и т. д. и S выразится средними

$$(SA) - (SS) = \frac{(a_1 - s_1)\sigma_1 + (a_2 - s_2)\sigma_2 + (a_3 - s_3)\sigma_3}{\sigma_1 + \sigma_2 + \sigma_3}$$

и

$$(SB) - (SS) = \frac{(b_1 - s_1)\sigma_1 + (b_2 - s_2)\sigma_2 + (b_3 - s_3)\sigma_3}{\sigma_1 + \sigma_2 + \sigma_3}$$

и т. д.

С другой стороны, при нахождении подобной меры можно всякий раз класть в основу распределение по возрасту того населения, которое сравнивают с S. В этом случае имеют

$$(AA) - (AS) = \frac{(a_1 - s_1)\alpha_1 + (a_2 - s_2)\alpha_2 + (a_3 - s_3)\alpha_3}{\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3},$$

$$(BB) - (BS) = \frac{(b_1 - s_1)\beta_1 + (b_2 - s_2)\beta_2 + (b_3 - s_3)\beta_3}{\beta_1 + \beta_2 + \beta_3}$$

и т. д.

При обоих методах численные различия коэффициентов для отдельных возрастных классов сводят к единому выражению. В первом случае вычитаемое левой половины у всех населений одно и то же (SS) — общие коэффициенты смертности, как они фактически наблюдались у населения S, принятого за основу. Вместо разностей можно поэтому непосредственно противопоставлять друг другу величины (SA) и (SB), сравнение которых и называют обычно методом «стан-

дартного населения». Подобное сравнение сводится к сопоставлению искусственно конструированных общих коэффициентов смертности исследуемых населений. Они вычисляются при предположении, что смертность, обнаруженная у отдельных возрастных классов населений *A, B* и т. д., имеет силу у таких населений, возрастной состав которых подобен населению *S*, принимаемому за тип.

Второй случай менее удобен для практического пользования. Он давно уже известен статистике смертности в страховании. Метод «стандартной смертности», как его предлагает назвать В. И. Борткевич, заключается в сравнении числа действительно умерших из данного населения с теми смертными случаями, которые имели бы место у населения, возрастной состав которого одинаков с данным, а специальные коэффициенты смертности таковы, как у населения, принимаемого за основу.

В первом случае «абсолютными индексами смертности» являются величины (SA), (SB) и т. д., а «относительными» — дроби $\frac{(SA)}{(SS)}$, $\frac{(SB)}{(SS)}$ и. т. д. При втором методе прежде всего получают «относительные индексы смертности», в качестве которых фигурируют дроби $\frac{(AA)}{(AS)}$, $\frac{(BB)}{(BS)}$ и т. д. Для получения «абсолютных индексов» нужно умножить относительные индексы на постоянный фактор (SS). Абсолютному индексу можно придать форму $(AA)\frac{(SS)}{(AS)}$, $(BB)\frac{(SS)}{(BS)}$ и т. д., причем дроби $\frac{(SS)}{(AS)}$, $\frac{(SS)}{(BS)}$ и т. д., на которые реальные общие коэффициенты смертности исследуемого населения нужно помножить для того, чтобы получить «исправленные», играют роль факторов для поправки[198].

Два указанных метода вычисления индексов смертности отнюдь не исчерпывают всех возможных вариантов. Вместо разностей $a_1 - s_1$, $a_2 - s_2$, $a_3 - s_3$ и т. д. за исходный пункт можно брать дроби $\frac{a_1}{s_1}$, $\frac{a_2}{s_2}$, $\frac{a_3}{s_3}$ и т. д. Для получения единого индекса для каждого населения берут из них среднюю взвешенную. При умножении $\frac{a_1}{s_1}$, $\frac{a_2}{s_2}$, $\frac{a_3}{s_3}$ и т. д. на $\alpha_1 s_1$, $\alpha_2 s_2$, $\alpha_3 s_3$ и т. д. приходят к методу «стандартной смертности». Если же в качестве долей возрастных классов взять α_1, α_2, α_3 и т. д., получают новый способ вычисления индексов смертности, который имеет более редкое применение на практике и который может быть обозначен «методом предположительно остающихся в живых» (die Methode der erwartungsmässig Lebenden).

Расчеты средней из дробей $\frac{a_1}{s_1}$, $\frac{a_2}{s_2}$, $\frac{a_3}{s_3}$ и т. д. можно связать также с представлением, что они являются приближенными значениями какой-либо одной величины. Доли возрастных классов в этом случае нужно было бы образовывать на основании правил теории вероятностей[199].

Сторонники методов индексов смертности не ограничиваются устранением неодинаковости возрастного состава. Его признают необходимым и в отношении пола, гражданского состояния и других факторов, оказывающих влияние на меру массовых явлений. С другой стороны, на основании подобных же соображений приходят к необходимости при

---

[198] L. v. Bortkiewicz, Ueber die Methode.., стр. 419—423

[199] Там же, стр. 427—428.

международных сравнениях обратиться к таким же методам и в тех случаях, когда имеют дело с другими явлениями статистики населения — брачностью, рождаемостью и т. д.

Возражения, выдвинутые против индексов смертности как мерила, пригодного для сравнительных целей, можно формулировать следующим образом. Если все специальные коэффициенты смертности населения *A* больше, чем у населения *B*, индекс смертности его при всяком возрастном составе будет больше индекса для *B*. В случае же, когда одни из них больше, другие меньше, сравнительные значения индексов смертности населений *A*, *B* и т. д. отчасти обусловливаются выбором возрастного состава, принимаемого за тип. Если распределение по возрасту у тех населений, которые принимаются за основу, лишь незначительно отличается друг от друга, порядок, в котором индексы смертности сравниваемых населений располагаются по своей величине, может и не измениться. Непосредственной задачей применения метода «стандартного населения» является ответ на вопрос, в каком населении смертность больше. Возможность выбора разных населений в качестве основы для типического возрастного состава приводит ко множественности систем измерения, которая имеет в данном случае материальное значение. Выбор типа определяет не только численные значения индексов, но также их сравнительное значение, или порядок, в котором они располагаются по своей величине. Метод «стандартного населения», таким образом, нельзя рассматривать как способ устранения влияния нарушающих причин, соответствующий принципам индуктивной логики [200].

С другой стороны, мере этой как таковой присущ еще один недостаток, вскрывающийся при ее сравнении с таблицей смертности. Смертность отдельных возрастных классов и распределение населения по возрасту нельзя в сущности рассматривать как независимые факторы. Вычисляя общий коэффициент смертности на основании таблицы смертности, фактическое распределение по возрасту заменяют таким, которое соответствует гипотезе стационарности населения. Распределение это для разных таблиц смертности неодинаково, так как оно целиком определяется порядком вымирания. При обращении к таблице смертности и гипотезе стационарности устраняется только влияние неодинакового числа новорожденных на распределение населения по возрасту. Таблица смертности как раз и предназначена принимать в расчет влияние смертности на возрастной состав населения. Обратившись одновременно к гипотезе стационарности населения и методу «стандартного населения», получают разные выводы о смертности сравниваемых населений, что и доказывает всю условность значения методов индексов смертности. И в этом случае имеют множественность систем измерения, которая влечет за собой возможность разных порядков численных значений индексов смертности, когда в качестве типического берут возрастное распределение разных населений.

Применение метода «стандартного населения» к статистике брачности и рождаемости встречает еще большие возражения. Принципиальное игнорирование связи изучаемых массовых явлений и распределения населения по возрасту и разным состояниям влечет в этом случае еще более важные последствия. В статистике брачности нельзя игнорировать тот факт, что состав населения в отношении комбинаций возраста и семейного состояния существенно зависит от интенсивности

---

[200] L. v. Bortkewitsch, Kritische Betrachtungen.., III Artikel, стр 681 Ueber die Methode.., стр. 418—419.

брачности в разных возрастных классах. С другой стороны, интенсивность брачности для каждого возрастного класса до известной степени обусловливается распределением населения по возрасту и гражданскому состоянию, и так как это последнее, в свою очередь, есть отчасти результат отношений брачности, можно сказать, что коэффициент брачности определенного возрастного класса частично определяется коэффициентами предыдущих. Та же зависимость наблюдается и в области рождаемости [201] («Очерки», V, § 18, стр. 366—373).

---

[201] L. v. Bortkewistsch, «Kritische Betrachtungen...», III Artikel, стр. 671 и след., «Bulletin...», t. 11, livr., стр. 178, «Ueber die Methode...», стр. 428—429 и 436—437.

РАЗДЕЛ ТРЕТИЙ

СМЕРТНОСТЬ В РОССИИ И НА УКРАИНЕ ПЕРСПЕКТИВНЫЕ ИСЧИСЛЕНИЯ НАРОДОНАСЕЛЕНИЯ

СМЕРТНОСТЬ В РОССИИ И НА УКРАИНЕ (1928)

ГЛАВА I

СМЕРТНОСТЬ В ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ И НА УКРАИНЕ В КОНЦЕ XIX в.

Предварительные замечания

Из всех явлений социальной жизни смертность не случайно первая получила надлежащую научную разработку. Это обстоятельство объясняется не только практическими соображениями — интересами страхования жизни, но и чисто теоретическими—значением ее как лучшей характеристики общих условий существования того или иного населения. Если появление таблицы смертности Э. Галлея (1692) следует отнести за счет настоятельно ощущавшейся в то время потребности страхования жизни в Англии, то мысль о первой таблице смертности, возникшая у Д. Граунта (1662), была навеяна его научной любознательностью [1]. Со времени Д. Граунта и Э. Галлея теоретическое изучение смертности населения достигло такой высоты, как ни одна другая отрасль статистики. Правда, при современной глубокой постановке общих демографических проблем явления смертности связываются с другими вопросами, для чего нередко не хватает надлежащих статистических материалов.

В Институте демографии Академии наук УССР большое внимание уделено было изучению смертности не только на Украине, но и по всему СССР в целом в разных аспектах. Для углубленного изучения был выработан метод исчисления суммарных таблиц смертности, соответствующий особенностям наших первичных материалов. Демографический институт начал разрабатывать проблемы смертности с 1920 г. В 1923 г. были опубликованы первые полные таблицы смертности для Украины [2], а в 1924 г. мы ознакомили западных иностранных статистиков с новым методом исчисления суммарных таблиц смертности, особенностями смертности в России и на Украине в конце XIX в., с закономерностями протекания смертности их городского и сельского населения и смертностью пяти народностей [3]. Основной работой по смертности в СССР

---

[1] В нашей работе «Очерки по истории статистики XVII—XVIII веков»(М.,1945) изложена ранняя история демографии в различных странах Европы.

История статистики населения в России до начала XIX в. охарактеризована в нашей работе «Очерки по истории статистики в СССР», т. I, М., 1955.

[2] М. Птуха, Таблиці смертности для України. 1896—1897, «Записки Соціально-економічного відділу Української Академії наук», т. I, Київ, 1923, стр. 17—62.

[3] M. Ptucha, Die Sterblichkeit in Russland, «Metron», vol. III, 1924, стр. 469—520.

и на Украине была монография, опубликованная в 1928 г. ЦСУ Украины на украинском языке, «Смертність в Росії й на Україні», две главы которой изданы были также на русском языке под названием «Смертность 11 народностей Е. России в конце XIX века».

Предложенный нами метод построения суммарных таблиц смертности доступен для работников местных статистических учреждений. При некотором навыке он требует всего 2—3 рабочих дней, а вместе с тщательной проверкой, которая необходима в подобного рода исчислениях,— вдвое больше. Пригодность метода для статистических материалов СССР доказывается не только приводимыми в тексте сравнениями с полными таблицами смертности для 1896—1897 гг., но также с новыми таблицами для Ленинграда (1926—1927 гг.) и др. Кроме возрастов старческих (65 лет и старше), разница между числами доживающих по суммарным и полным таблицам смертности только для 45 и 55 лет составляет 1,1 и 1,3%, в остальных случаях она меньше. Разница, по общему правилу, чрезвычайно мала для величин средней продолжительности жизни (0,1—0,3%).

Все опубликованные таблицы смертности вычислены научными сотрудниками Института демографии П. И. Пустоходом и М. Н. Трацевским. В подготовке работ к печати принимали участие также научные сотрудники Института Ю. Н. Масютин и В. Ф. Резников.

Хотя первая попытка научного изучения смертности в России опубликована в 1819 г., ясное понимание огромного значения демографических исследований выявилось в инициативе академика А. Л. Шлёцера (1763); его интересу к проблемам «политической арифметики» обязаны мы некоторым улучшением наших метрических книг. Он, а затем академик В. Л. Крафт занимались критическим разбором таблиц движения населения по Петербургу, которые введены были по предложению А. Л. Шлёцера и начали поступать в Академию наук с марта 1764 г. Один из авторитетнейших представителей экономической науки начала XIX в. академик А. К. Шторх замечает: «Принято за аксиому, что число рождений и число умерших находится всегда в несомненном соотношении с физическим, политическим и нравственным состоянием жителей страны». Демографические исследования «не только доказывают влияние физического положения страны на приращение населения, на продолжительность жизни, на смертность, но часто даже указывают на язвы политические и нравственные, скрытно подтачивающие народы и губительное действие которых иногда долгое время остается незамеченным со стороны самого бдительного правительства.

Списки о числе браков, рождений и умерших служат основанием такому роду исследований; от точности этих показаний зависит как строгость вычислений, так и польза выводимых из них заключений. Правда, подобные списки ежегодно составляются в России и передаются в надлежащие места; но они так неисправны и к тому же пользуются ими так несоответственно цели учреждения, что и статистика через то мало выигрывает, да и само правительство едва ли извлекает из них какую-либо пользу»[4].

Научное изучение смертности в России вплоть до XIX в. тесно связано с Российской Академией наук, где ею, а также и другими отраслями демографии занимались академики А. Л. Шлёцер, В. Л. Крафт, И. Ф. Герман, К. Ф. Герман. А. К. Шторх, П. И. Кеппен, В. Я. Буня-

[4] H. Storch, Tableau historique et statistique de l'Empire de Russie à la fin du dix-huitième siècle, т. I, 1801, стр. 261.

ковский. Кроме того, лучшие работы о смертности издавались в трудах Академии (В. И. Борткевич, Л. Бессер и К. М. Баллод). Как указано выше, сама инициатива улучшения постановки собирания статистических сведений также принадлежит Академии. Даже материалы о смертных случаях по временам публиковались ею с 1796 по 1799 и с 1801 по 1804 гг. в работах К. Ф. Германа, а с 1835 г.— в «Месяцесловах» о естественном движении православного населения.

Наибольшую пользу принесли труды академика В. Я. Буняковского, которые открыли новую эру в русской науке. Он начинает свое замечательное исследование «Опыт исследования о законах смертности в России» такими знаменательными словами: «Основательное исследование начал, управляющих смертностью и распределением населения по возрастам, имеет для всякого государства особенно важное значение. Чем точнее определены элементы вероятной жизни человеческой, свойственные стране, тем надежнее будут заключения о производительной ее силе. Кроме того, достоверные статистические факты, относящиеся к движению народонаселения, критически обработанные и приведенные в стройную систему, доставляют драгоценные указания, необходимые для разъяснения вопросов как государственных, касающихся разных предметов благоустройства, так и тех, которые относятся к страхованию пожизненных доходов и разного рода выдач, к учреждению касс эмеритальных, вдовьих и сиротских, а равно к выяснению разных других задач, находящихся в связи с законами человеческой жизни и в высшей степени занимательных для всех людей мыслящих» [5].

Хотя среди разных отраслей статистики современного культурного государства демография занимает главное место, этого нельзя сказать о старой России. Вследствие случайных обстоятельств в XX в. мы, по общему правилу, не встречаем сколько-нибудь значительного интереса к демографическим исследованиям ни у теоретиков, ни у практиков. Практика почти всегда ограничивалась собиранием и опубликованием сведений по старым образцам, при этом даже ухудшая иногда обработку данных. Статистические бюро Петербурга и Москвы отличались поразительным бесплодием в этом отношении. К счастью, в первом из них удержались славные традиции Ю. Э. Янсона. Но, с другой стороны, хорошо разработанная для 80-х годов система «Ежегодника Петербурга» уже несколько устарела для XX в., а, с другой стороны, издание это прекратилось в 1908 г. Демографической статистикой занимались в России только в виде исключения. Несомненно прав наш выдающийся демограф С. А. Новосельский, отмечая, что «в качестве симптома упадка среди статистиков интереса к демографии, вообще, и статистике естественного движения населения, в частности, можно для примера указать на возникший в 1914 г. единственный в России специальный статистический орган «Статистический Вестник», издаваемый в Москве Обществом имени А. И. Чупрова. В журнале этом за весь год не помещено ни одной статьи и ни одного обзора, посвященного статистике естественного движения населения» [6]. Это имеет силу и по отношению к дальнейшим томам «Вестника», который прекратил свое существование в 1917 г. За все его существование в нем напечатаны всего две статьи по демографии в широком смысле этого слова: 1) А. А. Кауфмана — «Вопросы второй всеобщей переписи» и 2) П. И. Куркина — «Земская санитарная статистика» (обе статьи

[5] В. Я. Буняковский, Опыт исследования о законах смертности в России, Приложение к VIII тому «Записок Академии наук», Спб., 1866, стр. 1.

[6] С. А. Новосельский, Смертность и продолжительность жизни в России, Птг., 1916, стр. 96.

напечатаны в книге 1—2 за 1914 г.). То же в значительной мере относится и к «Вестнику статистики», издававшемуся Центральным статистическим управлением СССР. Здесь до XXVII книги включительно находим четыре небольшие статьи о движении населения. В УССР демографическая статистика была поставлена несколько лучше, чем в других частях СССР. В частности, в журнале «Вісник статистики України», первый номер которого вышел в 1928 г., помещена статья Ю. А. Корчака-Чепурковского о естественном движении населения в 1927 г.

Между тем вопросы научного изучения населения приобретают у нас и за границей все большее и большее научное и практическое значение. Наука и жизнь не удовлетворяются уже изучением смертности всего населения, при котором устраняются и стушевываются различия между отдельными общественными группами в одном целом. Большое внимание, которое уделяется человеку как таковому, следует объяснить все растущей ценностью человека как главной производительной силы, а с другой — все большим и большим распространением взгляда на человека как на бесконечную ценность. Еще большее значение имеют факторы экономического характера. Удельный вес широких трудящихся масс в обществе все время растет, возникает огромное количество различных социальных проблем, которые можно разрешить только при помощи надлежащим образом организованной демографической статистики, как-то: профессиональная заболеваемость, инвалидность, безработица, миграция и т. д. Изучение влияния на смертность населения различных факторов сделалось очередной и настоятельной проблемой. Германское статистическое бюро[7] вычислило для 1910—1911 гг. таблицы смертности для мужчин и женщин в связи с их семейным состоянием (холостые, женатые, вдовые), то же находим и в Англии[8], правда только для женского пола, на основании данных переписи 1911 г. и смертных случаев за 1910—1912 гг. (девицы, замужние, вдовы). На очереди также постановка изучения профессиональной смертности населения и ее улучшение (Англия). Есть даже в литературе начала XX в. любопытная попытка связать высоту заработной платы для разных профессий со смертностью лиц, работающих по этим профессиям[9].

Дореволюционные статистические материалы о смертности

Смертность в России, а тем более на Украине,— предмет мало изученный и до сего времени. Объясняется это отчасти состоянием источников наших сведений о ней, отчасти отсутствием в дореволюционной России надлежаще налаженного, мощного и вполне компетентного центрального статистического учреждения. Главным источником сведений по статистике населения являлись у нас метрические книги, ведение которых возложено было на духовенство разных исповеданий. До 1905 г. метрические книги для сектантов велись полицией, впоследствии это наблюдалось только по отношению к некоторым языческим сектам. У лиц, не приемлющих священства, книги велись в городах управами или старостами, в уездах — волостными правлениями. Первый закон о повсеместном ведении метрических книг

---

[7] «Statistik des Deutschen Reichs», Band 240[1], Berlin, 1915, стр. 128—134.

[8] «Supplement to the Seventy — Fifth Annual Report of the Registrar — General», Part I, Life — Tables, London, 1914.

[9] R. Diener, Das Problem der Arbeitspreisstatistik und seine Lösung mit Hilfe von Berufssterblichkeit — und Lohnstatistik. Eine methodologisch — kritische Studie, München u. Leipzig, 1915, XXI, 84 стр. («Staats — und Sozialwissenschaftliche Forschungen herausgegeben von G. Schmoller und M. Sering»).

для православных издан был в 1722 г., но можно предполагать, что еще долгое время метрики велись неисправно. Для других исповеданий законы о метриках появились позднее. Статистическая отчетность о естественном движении населения раньше всего введена была для православного духовенства. Только в 1865 г. окончательно введен порядок составления и представления статистических сведений для всех исповеданий по формам, выработанным Центральным Статистическим Комитетом.

Статистические данные о естественном движении православного населения всей России, правда с многочисленными пропусками в отношении многих епархий, печатались начиная с 1796 г. Сведения за 1796—1799 и 1801—1804 гг. приведены в работе академика К. Ф. Германа «Статистические исследования относительно Российской империи» (Спб., 1819). Данных за 1800 г. не имеется, ибо метрические книги за этот год сгорели по пути из Москвы в Петербург. Данные за 1805—1835 гг. напечатаны в «Материалах для статистики Российской империи», издававшихся при Статистическом отделении Совета Министерства внутренних дел. Умершие приводятся в них по епархиям. Мужчины, как и в работе у К. Ф. Германа, распределены по пятилетним возрастным группам, женщины же приводятся суммарно. С 1835 г. в издававшихся ежегодно Академией наук «Месяцесловах» помещались извлечения о естественном движении православного населения, взятые из отчетов обер-прокурора Синода. Позже отчеты эти стали издаваться самостоятельно. В них приводятся данные о православном населении по всей империи, причем умершие распределялись по епархиям, полу и пятилетним возрастным группам (женщины с 1850 г.).

Сведения о естественном движении неправославного населения стали собираться и опубликовываться значительно позже. Лишь с 1867 г. Центральный Статистический Комитет начал систематически сводить и опубликовывать данные о движении населения всех исповеданий, относящиеся, правда, только к 50 губерниям Европейской России, без Польши, Кавказа и Азиатской России. В XX в. сделаны были попытки сводить данные и по некоторым Сибирским губерниям. В «Движении населения» умершие распределены таким образом. Для главных религий каждой губернии дается четыре подразделения для детей группы 0—1 года, одногодичные для 1—4 лет и пятилетние для 5—80 лет. Для православных же, как и для лиц без различия по религии, приводятся однолетние группы до 80 лет и пятилетние для 80—100 лет. Для комбинации данных о городе, уезде и возрасте умерших имеем одногодичные периоды с 1 до 4 лет и пятилетние с 5 до 80 лет. Это самые полные и наиболее достоверные сведения.

Кроме них имелись еще «Отчеты о состоянии народного здоровья в России», издававшиеся с 1876 г. Управлением Главного врачебного инспектора. Здесь приводятся общие числа родившихся и умерших без распределения по возрасту для всей России и для всех вероисповеданий.

Недостатки наших данных были двоякого рода: 1) с точки зрения полноты метрик и 2) сводки первичных данных. При системе метрик регистрируются церковные обряды, а не факты рождения, смерти или брака. Для браков это было безразлично, но в отношении других двух явлений дело обстояло иначе. Хотя и издавались неоднократно распоряжения о регистрации мертворожденных, но на практике такой статистики в России почти не существовало. Несомненно имели место также значительные пропуски в регистрации родившихся и умерших до крещения, а также самоубийц. С другой стороны, в христиан-

ские метрики о родившихся заносились также случаи крещения нехристиан, которых, при небрежной выборке, могли посчитать за новорожденных. Пропуски эти особенно значительны в тех губерниях, где население очень рассеяно. Хуже всего в Европейской России была поставлена регистрация раскольников и староверов до 1905 г. С тех пор до 1917 г. прошло немного времени, поэтому трудно сказать, насколько она улучшилась в последующий период. Очень неудовлетворительна была также регистрация случаев рождения и смерти у евреев. Особенно неполна она в отношении женского пола. Отношение новорожденных мальчиков к девочкам в 1885—1889 гг. было 147,3 : 100, а в 1900—1904 гг. — 127,7 : 100. По некоторым губерниям оно выросло до 173. По переписи 1897 г. число мальчиков евреев до 1 года составляет 58 283, а девочек—55 890, в то время как с 1 февраля 1896 г. по 1 февраля 1897 г. зарегистрировано родившихся мальчиков 70 386, а девочек—только 52 711. В общем, следует признать, что первичные материалы метрических записей наиболее полны в смысле достоверности только для христиан в Европейской России. Они удовлетворительны и для магометан Европейской России (татары, башкиры). Значительно хуже материалы относительно христиан, проживавших в Азиатской России; весьма плохи они для евреев, раскольников и сектантов и совершенно неудовлетворительны для магометан и язычников Азиатской России.

Выборка и сводка этих материалов, несомненно, вносили добавочные ошибки, еще более искажающие действительность. Составление сводок было децентрализованным, местное духовенство само производило табличные извлечения из метрических книг и сводило их по приходам. Местные статистические комитеты и консистории (у православных) сводили приходские ведомости в общие таблицы по городам, уездам, губерниям и епархиям, а Центральный Статистический Комитет и Канцелярия обер-прокурора Синода делали окончательную сводку и публиковали данные. Сама форма метрических книг была неудобна для выборок, к тому же низший духовный персонал был не подготовлен к производству сложной статистической работы и часто смотрел на нее, как на излишнее бремя, вся работа производилась без контроля со стороны статистических органов. К этому прибавлялось еще одно обстоятельство. Духовенство обязано было представлять метрические книги для проверки в духовные консистории и правления непременно в январе, вследствие чего метрические книги обычно оканчивались раньше 31 декабря, и все родившиеся и умершие в промежуток от момента заканчивания книг до 1 января переносились на январь. Январские числа поэтому преувеличены, а декабрьские преуменьшены. Местные статистические комитеты, в свою очередь, не могли не присоединять добавочных ошибок. Сводка их была затруднена сложностью форм отчетности и обилием приходских ведомостей, а также тем обстоятельством, что в статистических комитетах, кроме секретаря, было всего 1—2 канцеляриста. Сводки данных для православного населения, составленные духовными консисториями, были, по-видимому, еще менее удовлетворительны. Это можно допустить хотя бы потому, что первые из них все же производились специальными статистическими органами и под контролем Центрального Статистического Комитета, а консисторская работа носила характер обычной, никаким специальным статистическим органом не контролируемой отчетности простых консисторских служащих.

К недостаткам собирания данных и сводки их на местах следует прибавить еще те, которые вносились самим Центральным Статистическим Комитетом. Это учреждение имело очень незначительный бюд-

жет, в связи с чем штат служащих его был весьма ограничен. Разработка материалов, особенно вначале, носила порой странный, невыдержанный и несистематический характер. К умершим собственно в С.-Петербурге в 1896 г. присоединены, например, умершие в его пригородах, в то время как в следующем 1897 г. приведены только первые. И так повторяется в изданиях Комитета в разных случаях и по разным поводам, причем установить истинные числа порой бывает невозможно. Мало того, нигде Комитет не объясняет ни методов собирания своих сведений, ни их сводки и даже в большинстве случаев не оговаривает часто встречающихся опечаток, которые приходится находить и исправлять самому исследователю. Таким образом, само обращение с печатными материалами требует большой осторожности [10].

Научное изучение смертности требует известного комбинирования статистических сведений переписей и текущей регистрации. В дореволюционной России была всего одна всеобщая перепись в 1897 г. Изучение смертности, естественно, и должно исходить из этих данных. Однако вследствие разных причин данные переписи 1897 г. следует признать не вполне удовлетворительными. С другой стороны, разработка их не согласована со сведениями о смертных случаях. Разработка иногда шире, а в других случаях уже этих сведений. Перепись, например, дает комбинации места жительства (город и уезд) и годичных возрастных групп, в то время как смертные случаи старше 5 лет распределены по укрупненным возрастным периодам. Смертные случаи распределены по важнейшим религиям так же, как и по месту жительства, в то время как перепись дает лишь сведения по десятилетним возрастным группам. В переписи имеем также комбинации возрастных периодов и семейного состояния, а также возраста и родного языка и т. д., в текущих же записях таких таблиц совсем нет [11].

Изучение смертности в России

Уже при характеристике состояния источников наших сведений о движении населения в качестве одной из причин их недостатков мы отметили недостатки в работе Центрального Статистического Комитета. Крайне незначительный бюджет его и невозможность привлечения высококвалифицированных работников не могли способствовать сколько-нибудь углубленному научному исследованию.

Попытки изучения смертности начинаются в России задолго до основания Комитета. Первая таблица смертности была опубликована академиком К. Ф. Германом 140 лет тому назад по так называемому методу Галлея для православного мужского населения всей империи [12].

Профессор Н. Е. Зернов в 1843 г. опубликовал другую таблицу смертности тоже для православного мужского населения [13]. М. Ф. Спасский в 1854 г. на основании смертных случаев за 1843—1847 гг. опубликовал третью таблицу смертности, вычисленную тем же способом [14]. Этими работами и исчерпывается начальный период в развитии изучения смертности в России.

[10] Данные о естественном движении населения Украины с 1867 до 1914 г. проверены Демографическим институтом Украинской Академии наук и изданы ЦСУ Украины в 1924 г. («Статистика Украины» № 46).

[11] Подробно об этом см. С. А. Новосельский, Смертность и продолжительность жизни в России, Птг., 1916.

[12] К. Ф. Герман, Статистические исследования относительно Российской империи, ч. I, Спб., 1819.

[13] Н. Е. Зернов, Теория вероятностей с приложением преимущественно к смертности и страхованию, М., 1843.

[14] М. Ф. Спасский, О влиянии внешних условий на долголетие, «Сборник статистических сведений о России», издание Статистического отделения Русского географического общества, кн. 2, Спб., 1854.

Новая эпоха открылась в этом отношении работами академика В. Я. Буняковского, представляющими крупный вклад в науку того времени. В своем изложении он пользуется словесной формой и довольно элементарными математическими приемами. Уже в «Опыте исследования о законах смертности в России», вышедшем в 1865 г. [15], В. Я. Буняковский решает задачу перехода от третьих совокупностей умерших к первым, т. е. от смертных случаев в известном возрасте за известный период времени наблюдения к совокупностям для того же возраста, но вышедшим из родившихся в течение данного периода времени. При этом В. Я. Буняковский приходит к формуле, тождественной полученной по ангальтскому способу. Прием составления таблиц, изложенный в «Опыте», есть в сущности тот же ангальтский метод в приложении к частному случаю [16]. В смысле теоретическом и методологическом таблицы смертности В. Я. Буняковского — громадный шаг вперед, ибо они построены при помощи более совершенного приема: на основании чисел новорожденных и смертных случаев. Однако благодаря неточностям основных материалов, отсутствию ряда данных, недостаткам самого метода, иногда неправильному обращению с материалами и выбору особо благоприятного года (1862 г.) получилась смертность маловероятная хотя бы с точки зрения ее незначительности. «Таблицы Буняковского, — пишет В. И. Борткевич, — не дают даже приблизительно точного представления о размерах смертности в ближайшем прошлом русской жизни» [17]. Но и сам В. Я. Буняковский ясно сознавал некоторые недостатки их. Для законченности таблиц, полагает он, необходимы данные «которые у нас вовсе не собираются или собираются не с тою тщательностью, какая требуется наукой» [18]. Он изъявляет желание, чтобы труд его «вызвал более обстоятельные и точные исследования о законах смертности в России, и вместе с тем, послужил поводом к умножению и усовершенствованию собираемых у нас как метрических, так и других подобного рода сведений» [19]. В «Опыте» таблицы смертности для мужского и женского пола вычислены на основании смертных случаев за 1862 г. и данных о родившихся за 1796—1862 гг. В другой своей работе «Антропобиологические исследования и их приложения к мужскому населению России» [20] он опубликовал еще две новые таблицы смертности, но только для мужчин. Первая из них вычислена на основании смертных случаев за 1870 г., вторая — за 8 лет (с 1863 по 1870 г.). В них В. Я. Буняковский отклонился от своего первоначального метода. Здесь мы находим порой крупные методологические промахи, отразившиеся на числах таблиц смертности в смысле преуменьшения их.

Дать надлежащую оценку работ академика В. Я. Буняковского довольно затруднительно. Вокруг них в течение долгого времени велись горячие споры. Почти все авторы, так или иначе затронувшие вопросы изучения смертности в России, разделились на два противоположных лагеря — защитников и противников его идей. Споры эти, однако, главным образом сосредоточивались вокруг результатов изучения смертности — несомненно наиболее слабой части его работ. Нам пред-

[15] Приложение № 6 к VIII тому «Записок Академии наук», Спб., 1865.

[16] В. И. Борткевич, Смертность и долговечность мужского православного населения Европейской России, Приложение к LXIII тому «Записок Академии наук», Спб., 1890, стр. 63.

[17] В. И. Борткевич, К вопросу о русской смертности, «Врач» № 48, 1889.

[18] В. Я. Буняковский, Опыт.., стр. 159.

[19] Там же, стр. V.

[20] Приложение № 5 к XXIII тому «Записок Академии наук», Спб., 1874.

ставляется, что к работам В. Я. Буняковского следует подойти с трех точек зрения: 1) оценить то новое, что он внес в демографическую науку, 2) оценить его работы в части, представляющей изучение русской действительности, и 3) показать значение его работ для последующего изучения тех же вопросов. Только в таком случае можно будет охарактеризовать в полном виде этого крупнейшего и оригинальнейшего представителя русской демографической науки XIX в. Выдающийся математик В. Я. Буняковский в полной мере владел методом строго логического мышления, присущего этой науке. Поставив определенную задачу, он, по общему правилу, находил средства и пути для ее научного разрешения. Главное значение его работ, нам думается, как раз и лежит в тех новых путях, которые он прокладывал в науке. Мы находим у него идеи, которые и до сих пор не нашли надлежащей оценки в литературе по данному предмету. В. Я. Буняковский был первым ученым, который разрешил задачу перехода от третьих главных совокупностей умерших при материале массового наблюдения к первым. Он пользовался при вычислениях методом, получившим в более позднее время имя «ангальтского». Чрезвычайно ценна в теоретическом отношении разработка В. Я. Буняковским вопроса о таблицах народонаселения. Она вызвана была тем обстоятельством, что в России его времени не было народных переписей, между тем ему представлялось желательным исчислить хотя бы приблизительно состав живущего населения по возрасту на основании таблиц смертности. Следует отметить, что Буняковский почему-то не пользовался первоисточником весьма плодотворной и, мы бы сказали, гениальной идеи стационарного населения Э. Галлея. В своих работах он ссылается только на Лапласа, Лакруа, Фурье и Кетле [21]. Ссылка делается, правда, в связи с построением им теории таблиц народонаселения. «Нет, кажется, надобности настаивать на том, — говорит он, — как редко условия, требуемые для правильного перехода от законов смертности к законам народонаселения, удовлетворяются в действительности хотя сколько-нибудь приблизительно» [22]. Непосредственное употребление таблиц смертности для этой цели «едва ли может найти приложение к какому-либо случаю на практике. Во всякой стране были, и всегда будут, более или менее значительные изменения в числе годовых рождений, предшествовавшие времени составления для нее таблицы смертности. Эти вообще неравномерные перемены в рождаемости имеют прямое влияние на итоги сверстников различных возрастов в живом поколении, между тем, как подобные оттенки исчезают в таблицах смертности, которые, по сущности своей, должны заключать в себе только показания, отнесенные к одной постоянной норме рождений». Способ, который предлагает В. Я. Буняковский, «совершенно строгий в теоретическом отношении, вместе с тем... приводит к результатам, которые подтверждаются в удовлетворительной степени и добытыми у нас статистическими фактами». Сущность его метода перечисления значений таблицы смертности в таблицу народонаселения заключается в следующем. Он предполагает, что порядок вымирания остается неизменным в течение 100 лет и изменяет число постоянно живущих (или время, прожитое в каждом возрастном периоде) в зависимости от числа новорожденных, имевших место за соответствующее число лет назад.

Мы привели только наиболее ценные теоретические достижения. Целый ряд замечаний, в высшей степени интересных в теоретическом

[21] В. Я. Буняковский, Опыт ..., стр. 103.
[22] Там же, стр. 103—104.

отношении, разбросан во всех работах В. Я. Буняковского, который ожидает еще своего историка. Несомненно, что с точки зрения современной науки в трудах его можно найти противоречия, неясности и изредка даже неправильности. Однако о каждом авторе следует судить с точки зрения состояния научного знания ко времени написания им работы, а не 80 лет спустя. Некоторые теоретические построения В. Я. Буняковского сохранили свое значение и в настоящее время. Тот ученый, который взялся бы написать полную, пока еще не написанную методологическую часть статистики населения, найдет много деталей ее, рассеянных в его трудах. В. Я. Буняковского как теоретика следует поставить гораздо выше его славных современников-демографов, таких, как А. Кетле, Л. Бертильон-отец и даже В. Фарр. Последний отличался большой ясностью теоретической мысли, многие свои идеи он заимствовал у знаменитого актуария начала XIX в. Д. Мильна, в то время как В. Я. Буняковский сам прокладывал новые теоретические пути в одной из самых трудных областей человеческого знания.

Не то следует сказать относительно тех частей работ В. Я. Буняковского, где речь идет о русской смертности и ее величине. Насколько он велик как теоретик, настолько он был слабым статистиком-практиком. У него, по-видимому, совсем не было того чутья чисел и их правдоподобности, которое отличает истинного статистика. В. Я. Буняковского нельзя заподозрить в умышленном подборе статистических материалов и методов обращения с ними, приведших его в конечном итоге к большому преуменьшению русской смертности. Сам он указывает, что «в деле науки, как и в общественной жизни, есть своего рода добросовестность, строгое соблюдение которой вселяет в читателе доверие к ученому труду». В настоящее время совершенно бесспорный печальный факт наличия более значительной высоты смертности в дореволюционной России по сравнению с Западной Европой есть, по его мнению, «просто научное недоразумение, возникшее и державшееся единственно вследствие того, что занимавшиеся решением этого вопроса недостаточно вникали в его сущность» [23]. Разобраться в вопросе о материальном значении работ В. Я. Буняковского с точки зрения изучения уровня русской смертности было очень трудно, в особенности для русских статистиков того времени. С одной стороны, вычисления таблиц смертности представляют собой очень трудную область статистики, детали этих вычислений почти недоступны обычному статистику. С другой стороны, наши статистические материалы того времени настолько дефектны и неполны, что они требуют различных дополнений и исправлений. Надлежаще оценить таблицы смертности В. Я. Буняковского мог поэтому только такой ученый, который одинаково хорошо мог разобраться в обеих сторонах проблемы. Не удивительно поэтому, что до появления работы В. И. Борткевича в начале 90-х годов никто не подошел к этому вопросу с надлежащими критериями [24]. После опубликования его трудов, в которых он пришел к противоположным выводам о величине нашей смертности, русские статистики разбились на два лагеря — противников и сторонников воззрений В. Я. Буняковского. Это

[23] Е. Я. Буняковский, Опыт.., стр. IV.

[24] Выдающийся русский актуарий и математический статистик Б. Ф. Малешевский, написавший наиболее полный трактат по страхованию жизни, тоже плохо разбирался в чисто статистических вопросах русской смертности. Он отмечает, что «цель, намеченная автором, именно — опровергнуть господствовавшее среди ученых мнение о весьма значительной по сравнению с Западной Европой смертности в России — была им достигнута вполне». См. «Теория и практика пенсионных касс», т. II, ч. I, Спб., 1890, стр. 97.

можно объяснить только низким состоянием статистической науки в России того времени, ибо труды В. И. Борткевича, на наш взгляд, неопровержимо доказали ошибочность воззрений В. Я. Буняковского. Споры об этом прекратились совсем недавно.

Метод построения таблиц В. Я. Буняковского и его таблицы сыграли крупную роль в истории изучения русской смертности. По его способу, как справедливо указывает С. А. Новосельский, «с теми или иными частными изменениями построены все наши главные таблицы смертности; самые же таблицы В. Я. Буняковского явились толчком к дальнейшим исследованиям русской смертности»[25]. Уже в 1871 г. появилась работа К. А. Андреева «О таблицах смертности. Опыт теоретического исследования о законах смертности и составления таблиц смертности для России» (1871). В ней опубликованы таблица для православного населения России на основании смертных случаев за 1851—1860 гг. и числа родившихся в 1796—1855 гг. В теоретическом отношении наиболее важной особенностью его метода является то, что при переходе от третьих совокупностей умерших к первым преобразованиям подвергались группы умерших, а не родившихся, как это имело место у В. Я. Буняковского.

Весьма крупный вклад в русскую научную литературу представляют работы В. И. Борткевича «Смертность и долговечность мужского православного населения Европейской России» и вышедшая в следующем 1891 г. такая же работа о женском населении. Сведения об умерших взяты в них уже не из отчетов обер-прокурора Синода, а из данных Центрального Статистического Комитета за 1874—1883 гг., относящихся к 50 губерниям Европейской России. Сведения о родившихся взяты из отчетов Комитета за 1867—1883 гг. и из других источников за 1796—1866 гг. Таблицы смертности построены по ангальтскому методу. Для умерших 0—1 года В. И. Борткевич использовал более дробное деление на четыре возрастные группы. Статистический материал подвергнут был тщательному пересмотру, проверке, исправлению и выравниванию. При выборе приемов интерполяций он исходил из соображения о необходимости принять во внимание особые свойства неравномерного накопления случаев наблюдения на 0, 5, 9 и 4, для чего брал десятилетние возрастные группы. Полученные числа доживающих мужчин подвергнуты были проверке еще раз путем сравнения величины доживающих по таблицам смертности l_{21} и l_{22} с числом доживающих до призывного возраста, определенным по данным воинских присутствий в сопоставлении их с соответствующими числами новорожденных. Им обнаружено было совпадение между числами доживающих до призывного возраста и числами доживающих до 21,5 года по таблицам смертности. Работы В. И. Борткевича представляют весьма крупный вклад в литературу данного предмета. Здесь, впервые в русской литературе, находим последовательно развитую формальную, методологическую теорию статистики населения. По ясности, теоретической точности формулировок и выводов работа эта остается образцовой и в настоящее время. К тому же в некоторых частях своих она наиболее полная. Следует отметить, что часть работы В. И. Борткевича, трактующая об этом предмете, понятна только статистикам, хорошо знающим высшую математику. Однако это никак нельзя рассматривать как недостаток, что наблюдаем иногда у критиков В. И. Борткевича. Плодотворность применения высшей математики к теории статистики доказана им на деле. Неко-

[25] С. А. Новосельский, Смертность и продолжительность жизни.. стр. 71.

торые положения В. И. Борткевича, а именно взаимоотношения между средней продолжительностью жизни и другими биометрическими величинами, введены здесь впервые. Эту часть работы он почти без изменений перенес в свое классическое исследование «Die mittlere Lebensdauer» (Jena, 1893). Здесь, между прочим, доказана несостоятельность формулы К. Беккера для приблизительного вычисления [26] и выведена точная формула для той же цели [27]. С другой стороны, кроме своей теоретической ценности, таблицы В. И. Борткевича по справедливости могут рассматриваться как самые совершенные из вычисленных на основании чисел родившихся и умерших. До него никто не подходил к русским дефектным материалам с такой добросовестностью, никто не обработал их так глубоко и детально, используя всякие возможности для их улучшения и заполнения пробелов. Основной дефект не самих работ, разумеется, а первичных материалов и метода построения таблиц смертности заключается в том, что нет все же твердой уверенности в большой точности полученных результатов. Но этот дефект был неизбежным для того времени.

Как раз в год производства первой переписи населения вышла работа Л. Бессера и К. Баллода [28], где опубликованы таблицы смертности для православного мужского и женского населения России. В основу вычислений положены числа родившихся 1796—1890 гг. и смертные случаи за 1867—1890 гг. по отчетам обер-прокурора Синода. До 25 лет таблицы построены для однолетних возрастных периодов, далее же — по пятилетним. Объясняется это тем обстоятельством, что авторы отрицательно относятся к интерполированию, между тем, как числа умерших старше 25 лет показывают накопление на 0 и 5. Вычисления произведены путем комбинации метода, примененного В. Я. Буняковским в его первой работе, с тем, который он применил во второй. При этом была сделана поправка для умерших в течение первых четырех лет жизни. Первичные статистические материалы подверглись тщательной проверке, исправлениям и дополнениям. Авторы выражают надежду, что они «не упустили ни одной из возможных поправок и придали статистическому материалу такую степень достоверности, при которой должны получиться удовлетворительные результаты, тем более потому, что имеем дело с большим количеством больших чисел» [29]. В этой же работе приводятся таблицы смертности для населения Прибалтийских губерний, вычисленные на основании переписи 29 декабря 1881 г. и смертных случаев за 1880—1883 гг., а также вычисленные теми же авторами таблицы для Франции, Пруссии, Баварии, Англии, Бельгии и Австрии. Работа Л. Бессера и К. Баллода представляет ценный

[26] «Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reichs», 1887, 2 Teil.

[27] Как позже обнаружил сам В. И. Борткевич, ту же формулу предложил за два года до дня опубликования его работы Г. Шертлин (G. Schaertlin) в «Zeitschrift für Schweizerische Statistik», 24 Jahrgang, Bern, 1888, стр. 283—309. См. «Ueber Näherungsmethoden zur genaueren Berechnung der verlebten Zeit», стр. 159.

В. И. Борткевич напечатал свои работы также на немецком языке, причем изложение теоретических вопросов проводится там в элементарной форме. См. «Russische Sterbetafeln», «Allgemeines Statistisches Archiv», III Jahrgang, I Halbband, Tübingen, 1893, стр. 23—65 и в 1 ч. V тома того же журнала «Das Problem der russischen Sterblichkeit», Tübingen, 1898, стр. 175—190.

[28] Л. Бессер, К. Баллод, Смертность, возрастной состав и долговечность православного народонаселения обоего пола в России за 1851—1890 годы, «Записки Академии наук», VIII серия по историко-филологическому отделению, т. I, № 5, Спб., 1897. В сокращенном виде она издана по-немецки в журнале «Allgemeines Statistisches Archiv», IV Jahrgang, 2 Halbband под названием «Sterblichkeit der orthodoxen Bevölkerung Russlands 1851—1890».

[29] Л. Бессер и К. Баллод, Смертность.., стр. 26.

вклад в литературу предмета. Использование авторами первичных статистических источников не заставляет желать лучшего, однако об этой работе можно сказать то же, что и о работах В. И. Борткевича. Сами материалы, на основании которых были произведены все вычисления, все же весьма дефектны, и сделать их безукоризненными при помощи какого-либо метода было невозможно. Оценить эту работу с точки зрения соответствия ее выводов с действительностью не представляется возможным и в настоящее время, ибо надлежаще налаженной статистики смертных случаев для всей России установить не удалось. Мы не можем также разделить мнение авторов о большей достоверности данных обер-прокурора Синода по сравнению с Центральным Статистическим Комитетом [30].

Вполне понятная противоречивость результатов всех указанных таблиц объясняет те горячие споры, которые велись в свое время вокруг русской смертности. Они могли окончиться только после опубликования результатов переписи 1897 г. и построения таблиц смертности для фиктивного поколения на основании ее данных и сведений об умерших за известный период времени. Только такая таблица дает возможность для применения более точных и бесспорных методов построения. Наши данные по своей точности уступали западноевропейским, вследствие чего и сами таблицы не могли претендовать на ту же степень достоверности, какая имеется там.

Уже в 1902 г., когда опубликованы были данные переписи лишь по некоторым губерниям, появилась работа В. И. Гребенщикова «Смертность в 12 губерниях Европейской России за 1896—1897 годы по отдельным полам и возрастам»[31]. Здесь приведена полная таблица смертности для населения всех 12 губерний и суммарные таблицы по десятилетним возрастным периодам для отдельных губерний. Таблицы В. И. Гребенщикова, к сожалению, лишены научного значения хотя бы потому, что коэффициенты смертности приняты им ошибочно за вероятности умереть. Он с большой любовью занимался статистикой населения, в частности, много отдал труда и внимания изучению русской смертности. Прекрасно зная русские первичные статистические материалы и часто весьма удачно характеризуя недостаточно осторожное или неправильное обращение с ними других авторов, В. И. Гребенщиков сам не обладал достаточными теоретическими познаниями в области методологической части демографии и потому не мог надлежащим образом использовать эти данные.

Вычисление новых таблиц смертности для Европейской России и Украины

Только в 1916 г. вышли таблицы смертности для всего населения 50 губерний Европейской России, построенные на основании данных переписи 1897 г. и смертных случаев 1896 и 1897 гг., которые были вычислены крупным русским статистиком С. А. Новосельским [32]. Когда в Демографическом институте Украинской Академии наук зародилась мысль вычислить таблицы смертности для девяти губерний Украины, после долгих колебаний мы решили остановиться на тех же методах вычисления, которыми пользовался С. А. Новосельский. Важнейшим аргументом послужила необ-

---

[30] См. L. v. Bortkiewitsch, Das Problem der russischen Sterblichkeit. «Allgemeines Statistisches Archiv», Bd. V, I Halbband Tübingen, 1898, стр. 180.

[31] «Вестник общественной гигиены», 1902, стр. 1110—1133, 1282—1286, 1430—1438, 1589—1590.

[32] С. А. Новосельский, Смертность и продолжительность жизни в России, Птг., 1916.

ходимость сравнения результатов в первую очередь с общерусскими. Опишем вкратце методы вычисления обеих таблиц.

Первым этапом работы была интерполяция чисел живых и умерших, необходимая в силу отмеченных недостатков наших материалов. Умершие в возрасте 100 лет и выше распределены по пятилетиям пропорционально числам за 1874—1883 гг., когда Центральный Статистический Комитет провел такое распределение до 125 лет. Прожившие свыше 110 лет были разнесены по пятилетиям (до 125 лет) пропорционально возрастам 95—99, 100—104, 105—109. Переход от пятилетних возрастных групп к однолетним был произведен по способу, которым обычно пользуются для этой цели, изложенному в «Annali di Statistica», Serie 2, Vol. 12 (1880) в статье под названием «Di un metodo d'interpolazione per passare dalle classi quinquennali di popolazione alle classi annuali». Обозначив соответствующую пятилетнюю группу через s, предшествующую и последующую — через s_{-1} и s_{+1}, искомые величины — через a_1, a_2, a_3, a_4 и a_5, находим при помощи формул:

$$a_3 = \frac{s}{5} - \frac{s_{-1} + s_{+1} - 2s}{125},$$

$$a_2 = a_3 - \frac{s_{+1} - s_{-1}}{50} + \frac{s_{-1} + s_{+1} - 2s}{250},$$

$$a_4 = a_3 + \frac{s_{+1} - s_{-1}}{50} + \frac{s_{-1} + s_{+1} - 2s}{250},$$

$$a_1 = a_3 - \frac{s_{+1} - s_{-1}}{25} + \frac{2(s_{-1} + s_{+1} - 2s)}{125},$$

$$a_5 = a_3 + \frac{s_{+1} - s_{-1}}{25} + \frac{2(s_{-1} + s_{+1} - 2s)}{125}.$$

Однолетние совокупности живых и умерших подвергнуты были затем выравниванию по способу Д. Финлезона [33]. За первое исправленное значение принималась средняя арифметическая из пяти смежных значений, где исправляемое значение находится посредине. За второе исправленное значение принималась средняя арифметическая из пяти исправленных 1 раз величин и за третье — из пяти исправленных 2 раза. Мужчины и женщины по переписи в возрасте 7—8 лет выравнивались по первой формуле, мужчины 9—19 и женщины 9—14 лет — по второй, мужчины 20—114 и женщины 15—114 лет — по третьей. Смертные случаи для обоих полов 17—19 лет выравнивались 1 раз, 20—39 лет — 2 раза и 40—114 лет — 3 раза. Числа умерших 7—16 лет взяты как средние арифметические из трех смежных значений. Сумма выравненных чисел не равна первоначальной, и потому пришлось выравненные числа привести в соответствие с последними. С этой целью выравненные числа в возрастных пределах 7—24, 24—41, 41—58 и старше 58 лет сведены были к суммам первоначальных значений путем пропорционального распределения излишков и недостатков. После этого лица неизвестного возраста были пропорционально распределены между всеми однолетними группами. Хотя перепись произведена была не 1 января, а 28 января, ее данные приняты были за данные на 1 января.

[33] Report of John Finlaison, actuary of the National Debt, on the evidence and elementary facts on which Tables of life annuities are founded, London, 1829.

Вычисления основных колонн таблицы смертности производились таким образом. Вероятности умереть q_x для возрастов 0—4 лет вычислялись на основании особенно пригодного для наших данных английского способа, т. е. на основании числа родившихся, смертных случаев и живущих по данным переписи. Этот способ описан в третьем издании учебника А. Ньюсхолма [34], а еще более подробно у Т. Э. Хэйуорда [35] и детально описан у нас в главе II.

Вероятность умереть q_x для возрастов 5—70 лет определялась по формуле

$$q_x = \frac{2(1896\ d_{x/x+1} + 1897\ d_{x/x+1})}{P_{x+1/x+2} + 2P_{x/x+1} + P_{x-1/x} + 1896\ d_{x/x+1} + 1897\ d_{x/x+1}},$$

где под x подразумевается возраст (в годах), под P — число живых соответствующего возраста по переписи (выравненное указанным выше способом), а под $1896\ d_{x/x+1}$ — число умерших в 1896 г.

Для возрастов 71—110 лет значения q_x определялись посредством интерполирования по формуле Ньютона с разделенными разностями [36]

$$y_x = y_{x_1} + (x - x_1)\ \delta^{I}(x_1, x_2) + (x - x_1)(x - x_2)\delta^{II}(x_1, x_2, x_3) +$$
$$+ (x - x_1)\ (x - x_2)\ (x - x_3)\ \delta^{III}(x_1, x_2, x_3, x_4) +$$
$$+ (x - x_1)(x - x_2)\ (x - x_3)\ (x - x_4)\ \delta^{IV}(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5),$$

где y_x — искомая величина для данного возраста;

x — этот возраст;

$x_1\ x_2 \ldots$ — возрасты, для которых определяемые величины уже имеются;

δ^{I}, $\delta^{II} \ldots$ — разделенные разности.

За q_{80}, q_{90}, q_{100} приняты отношения чисел умерших в 1896 и 1897 гг. в возрастах 75—84, 85—94 и 95—104 лет к удвоенному числу живущих в этих возрастах, а за q_{110} — отношение чисел умерших старше 105 лет к удвоенным числам живущих в этих возрастах. Для получения значения q_x в возрастах старше 110 лет было принято, что они представляют ряд, возрастающий в геометрической прогрессии, знаменатель которой равен

$$\sqrt[10]{q_{110}/q_{100}}.$$

Величины средней продолжительности жизни определены обычным способом, без применения более точных формул для вычисления прожитого времени.

В отношении обеих таблиц следует отметить, что, несмотря на выравнивание, они все же несколько шероховаты, особенно украинские. Для устранения этого недостатка лучше было бы еще раз выравнять вероятность умереть, в особенности вследствие того, что при приведении сумм выравненных чисел к суммам чисел невыравненных создались

---

[34] A. Newsholme, The Elements of Vital Statistics, 3 ed., London, 1889, стр. 271—273.

[35] «On Life—Tables — their Construction and Practical Application», «Journal of the Royal Statistical Society», vol. LXII, part III (1889), стр. 451—454.

[36] Oppermann, Notes on Newton's formulae for interpolation, «Journal of the Institute of Actuaries», vol. XV, стр. 145. Подробное изложение см. Б. Ф. Малешевский, Теория и практика пенсионных касс, т. II, ч. I, Математическая статистика, Спб., 1890. Вычисления пояснены на примере у С.А. Новосельского и в нашей работе— «Записки Соціально-Економічного Відділу Української Академії наук», т. I, Київ, 1923, стр. 17—62.

переломы в мерах на предельных возрастах (7, 24, 41, 58 лет). Для чисто научного изучения этот недостаток не имеет значения, но для целей страхования непосредственно применять такие таблицы не представлялось возможным.

Общие замечания относительно статистики детской смертности в разных странах

Для того чтобы отметить характерные черты смертности в России в конце XIX в., мы приводим сравнительные материалы по 10 разным странам за периоды времени, наиболее близкие к 1896—1897 гг. Смертность за последние десятилетия имеет тенденцию к довольно быстрому падению, что следует принять во внимание при сравнениях. Например, белое мужское население в Соединенных Штатах в 1900—1902 гг. имело среднюю продолжительность жизни 48,23 года, а в 1909—1911 гг. — 50,23 года, женщины — соответственно 51,08 и 53,62 года, т. е. приращение в год в среднем составляло 0,222 года для мужчин и 0,28 года для женщин. В Германии рост был еще более значителен. Средняя продолжительность жизни мужчин для 1881—1890 гг. равна 37,17 года, а для десятилетия 1891—1900 гг. — 40,56 года, у женщин — 40,25 и 43,97 года, т. е. продолжительность жизни росла ежегодно в среднем на 0,339 года для мужчин и на 0,372 года для женщин. Ясно, что величина ее в России и на Украине после 1896—1897 гг. также росла и, нам думается, не в меньшей мере, чем за границей.

Таблицы смертности для Германии, Англии и Швеции построены для целого десятилетия 1891—1900 гг., так что смертность в этих странах рисуется в несколько менее благоприятном виде по сравнению с нашей, в то же время для других стран изучаемая смертность относится к периоду времени, более близкому к нам на 4 года (Австрия, Италия, Франция и Япония), на 5 лет (Соединенные Штаты и негры), а у индусов — даже на 9 лет. При выборе народов мы исходили из того, чтобы, во-первых, представить главнейшие страны Европы и, во-вторых, оттенить условия смертности в других частях света.

Наибольшие различия в интенсивности смертности наблюдаются в детских возрастах. Сравнение мер интенсивности смертности детей требует от нас большей осторожности в связи с тем, что детская смертность — одно из наиболее уязвимых мест даже в современной статистике населения. И в странах Западной Европы наибольшая разница в интенсивности вымирания наблюдается в детских возрастах. Из всех новорожденных мальчиков в России доживало до 5 лет всего 55,6%, в то время как в Швеции — почти 83%, разница составляет 27,4%. Для девочек эта разница меньше — 25,6%. Но и различия между числами мальчиков, доживающих до 5 лет, скажем, в Германии и Швеции достигает 13,8%, между Германией и Францией — 8,4%, между Францией и Англией — 5,8%. В литературе ставился вопрос, насколько меньшая детская смертность, скажем Англии и Франции по сравнению с Германией, есть реальный факт, а не следствие своеобразной неполноты и дефектности статистических сведений. Несомненно, что многое зависит от сравнительной полноты и точности сведений и отчасти от методов вычисления таблиц смертности [37].

---

[37] Некоторых первичных статистических источников по демографии мы не нашли, вследствие чего приходится по временам пользоваться данными из вторых рук. Приводимые ниже сведения о смертности в иностранных государствах взяты нами из таблиц смертности, напечатанных в «Statistik des Deutschen Reichs», Bd. 200, «Deutsche Sterbetafeln für Jahrzehnt 1891 bis 1900», Berlin, 1913 или J. Glover, United States Life—Tables 1890, 1901, 1910 and 1901—1910, Washington, 1921.

При вычислениях смертности до 5 лет можно применить три способа. Кроме смертных случаев, можно использовать данные: 1) только о новорожденных, 2) только о живых по переписи, 3) о новорожденных и живых по переписи. Таким образом, от выбора того или иного метода вычисления до известной степени зависит точность и сравнимость результатов в том случае, когда указанные статистические материалы неодинаковы по своей точности. В Западной Европе сведения о рождаемости и смертности несомненно более точны, чем данные переписи, особенно для детей младших возрастов. Для конца XIX в., как полагает К. Баллод, ни один статистик не будет утверждать, что данные о новорожденных и смертных случаях «даже в наиболее передовых культурных странах точны более, чем на 0,001» [38]. Что касается переписей населения, недостатки их могут двояко отражаться на таблицах смертности. Во-первых, при большей или меньшей точности общего числа живых детей до 5 лет неправильным может быть их распределение по возрасту. Например, из статистических изысканий для Англии видно, что число детей старшего возраста больше, чем оно должно быть согласно вычислениям на основании соответственных чисел новорожденных и смертных случаев. Такие числа, конечно, не могут быть непосредственно применены при вычислениях смертности, и потому совершенно правильно ими пользуются только разве в качестве корректива при построении таблиц смертности для детских возрастов 0—4 лет на основании чисел новорожденных и смертных случаев [39]. Не следует, однако, упускать из виду, что при переписях населения вполне возможны также более частые пропуски малолетних детей, чем взрослых. Статистические исследования не раз показывали это для разных стран [40]. Объясняется это тем, что среди населения не повсеместно распространено убеждение о необходимости вносить в формуляры и малолетних детей, а также отчасти тем, что в известных случаях прямо скрывают детей, особенно незаконнорожденных.

Недостоверностью данных переписей для детских возрастов и следует объяснить то, что, по общему правилу, для первых лет жизни они совершенно не применяются, пользуются только числами о новорожден-

---

Вследствие этого возможны некоторые недоразумения, которые имеют место и у нас. Числа средней продолжительности жизни для Франции по немецкому источнику ниже, чем по американскому (примерно на 0,4 и 0,5 года), хотя свои сведения они берут из одного и того же французского источника («Résultats statistiques du recensement de 1901», t. IV), числа же доживающих у них одинаковы. Мы берем данные из американского источника.

[38] C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung, Leipzig, 1897, стр. 16.

[39] A. Newsholme, The Elements of Vital Statistics, 3 ed., London, 1899, стр. 270; T. E. Hayward, On Life — Tables — their Construction and Practical Application, «Journal of the Royal Statistical Society», t. LXII, p. III (1899), стр. 451. На те же неточности в общей форме указывает также Г. Вестергорд (H. Westergaard), «Die Lehre von der Mortalität und Morbilität», 2 Aufl., Jena, 1901, стр. 20.

[40] Э. Левассер (E. Levasseur) на основании сопоставления чисел новорожденных и смертных случаев установил, что во Франции во время переписи 1886 г. пропущено около 100 000 детей 0—2 лет. Он полагает также, что перепись 1886 г. еще менее точна в этом отношении, чем перепись 1876 г., вследствие нового метода исчисления населения. «La population française», vol. 2, Paris, 1891, стр. 264—265. Равным образом и перепись Германии 1880 г. дает подобную же картину для детей 0—2 лет.

По замечанию К. Беккера, в переписях 1875 и 1880 гг. пропущено 60—70 тыс. детей (2,5%). См. «Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reichs», 1887, Heft XI. То же находим в Италии для переписи 1881 г. «Studi sulla composizione della popolazione per età in Italia e in altri stati secondo gli ultimi censimenti», «Annali di Statistica» (1885). Ср. G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre, Bd. 2, 2 Aufl., Tübingen, 1922, стр. 97.

ных и смертных случаях [41]. Наибольшее практическое значение для суждения о достоверности мер детской смертности у разных народов приобретает, таким образом, текущая регистрация, данные которой везде, за исключением населения некоторых вероисповеданий в России, могут рассматриваться как значительно более точные по сравнению с данными переписей.

К. Баллод в «Grundriss der Statistik» (Berlin, 1913) на стр. 54 пишет: «В Англии число доживающих до 20 лет приблизительно на 10% выше, чем в Германии, однако это более благоприятное число в Англии (как, впрочем, и во Франции) фиктивно. Это следствие уже упомянутой выше менее полной регистрации новорожденных и умерших в течение первых 6 недель жизни». На стр. 46 той же работы находим причину, которая, по-видимому, привела К. Баллода к этому заключению. Он указывает, что отношение полов у живорожденных в Германии с 1870 г. незначительно колеблется, причем на 100 девочек приходится 105—105,5 мальчика. В Англии и Франции отношение это ниже. Оно приблизительно равно 104,5. «Очень вероятно, что, в результате менее точной регистрации, некоторая часть преждевременно (до 6 недель после рождения) умерших младенцев вовсе не регистрируется». Если на 1000 рождений незарегистрированными остаются 50 преждевременно умерших, отношение новорожденных мальчиков к девочкам снижается со 105 до 104. «Таким образом, очень вероятно, что общие коэффициенты рождаемости в Англии и Франции на $^1/_{20}$—$^1/_{25}$ показываются ниже, а смертность грудных младенцев ниже на $^1/_3$—$^1/_4$, откуда следовало бы, что обычное воззрение о незначительности детской смертности в Англии должно быть радикально пересмотрено». По-видимому, К. Баллод полагает, что, исходя из более низкого отношения числа живорожденных мальчиков к девочкам, можно заключить о бо́льшей неправильности регистрации новорожденных. Он считает «очень вероятным» судить даже относительно возможного процента пропусков при регистрации рождений и смертей. Мы думаем, что если бы действительно было доказано, что движение населения в Англии и Франции регистрируется с бо́льшими дефектами, чем в Германии, главная масса пропусков падала бы на возраст до обязательной регистрации. Однако только в Англии срок обязательной заявки о рождении растянут на 6 недель, во Франции она должна быть сделана в течение 3 дней. Таким образом, если и есть пропуски в обеих странах, они не могут быть одинаково отнесены только за счет срока обязательной заявки. Прямого доказательства таких значительных пропусков у К. Баллода мы не находим, есть только косвенные, т. е. сопоставление чисел живорожденных разного пола. Не говоря уже о том, что разница вообще незначительна, такое отношение зависит также от степени распространенности в стране искусственных рождений. Имеются косвенные доказательства, что в этом случае К. Баллод вряд ли прав. Как указывает Э. Бляшке, в Англии за время с 1844 по 1893 г. число новорожденных мальчиков на 100 девочек упало со 106,4 до 104 (см. E. Blaschke, Vorlesungen über mathematische Statistik, Leipzig, 1906, стр. 25). Если быть последовательным, следует допустить, что этот факт объясняется прогрессивным ухудшением статистической регистрации новорожденных. Несравненно естественнее было бы его объяснить все растущей распространенностью абортов, а отчасти также неодинаковостью методов регистрации мертворожденных детей. Мальчики по своей природе менее жизнеспособны, чем девочки, и потому вместе с распространением абортов среди

[41] H. Westergaard, Die Lehre von der Mortalität und Morbilität, стр. 175.

населения отношение живорожденных мальчиков к девочкам должно снижаться [42].

Неодинаковость регистрации мертворожденных и даже самого этого понятия может вносить более или менее значительные различия в числа доживающих до 5 лет даже в случае полноты статистической регистрации. Статистика их вообще одно из самых слабых мест демографии. Прежде всего трудно установить границу между мертворожденными и абортом или искусственным рождением. С другой стороны, само понятие «мертворожденного» истолковывается в разных странах поразному, причем существуют довольно значительные различия при установлении времени, которое ребенок прожил после своего рождения. Г. Вестергорд указывает, что с 1860 г. в Дании под мертворожденным понимают ребенка, родившегося без признаков жизни. Однако раньше в число мертворожденных включали также детей, проживших не более 24 часов, и такая регистрация встречается во многих других странах. Во Франции, Голландии и Бельгии мертворожденными считаются все дети, умершие до момента регистрации их как новорожденных (3 дня). В Испании многие живорожденные дети, умершие до крещения, регистрируются как мертворожденные. Наоборот, в Австро-Венгрии, как полагают, много фактически мертворожденных детей, над которыми был все же совершен обряд крещения (eine Nottaufe), заносили в живорожденные [43]. Таблицы смертности строятся обычно только для живорожденных, и потому указанные обстоятельства не могут не отразиться на окончательных выводах. Разница при этом в разных странах достигает значительной величины. Ею до известной степени можно объяснить различия в детской смертности до 1 года, наблюдаемые в ряде стран. Положение, в общем, оставалось таким же и до конца 20-х годов XX в. Королевское статистическое общество в Лондоне учредило особый Комитет для изучения приемов, применяемых в разных странах при регистрации рождений, мертворожденных и смертных случаев детей. Доклад Комитета появился в 1912 г. и с дополнениями отпечатан в журнале Общества [44]. В нем констатируется большое разнообразие как раз в приемах установления факта мертворожденности. На сессии Международного статистического института в Вене в 1913 г. вопрос этот подвергся обсуждению, и единогласно принято было пожелание предложить международным медицинским организациям выработать определение для мертворожденных, организована была также комиссия, на которую возложили изучение вопроса о статистике рождаемости и мертворожденных и выработку предложений в целях ее улучшения. Война помешала довести до конца работы этой комиссии Института.

О разнообразии способов трактования смертных случаев на первом году жизни в связи с мертворождениями ясно говорят также числа последних в разных странах, отнесенные на 100 рождений, которые мы заимствуем из Статистического ежегодника Международного статистического института и «Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reichs» 1926 и 1927 гг.

---

[42] См. замечательное исследование А. А. Чупрова, Zur Frage des sinkenden Knabenüberschusses unter den ehelichen Geborenen, доклад XIV сессии Международного статистического института, «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. XX, livr. 2, La Haye, 1916, стр. 378—492.

[43] H. Westergaard, Die Lehre von der Mortalität und Morbilität, стр 328—329.

[44] «Journal of the Royal Statistical Society», vol. LXXVI, part I (1912). Извлечения из него напечатаны в «Annuaire International de Statistique, publié par l'Office Permanent de l'Institut International de Statistique», II, La Haye, 1917, стр. V—VI.

Числа послевоенные для некоторых стран остались примерно теми же, что и до войны (Дания, Италия, Швеция). В Германии они повысились, в Японии и Франции упали. Являются ли изменения чисел следствием изменений в приемах статистической регистрации и самого понятия мертворожденности на основании известных нам материалов, сказать невозможно. Следует отметить, что Англия, Шотландия и Ирландия вовсе не публикуют чисел мертворожденных.

В общем, следует признать, что если при вычислениях смертности детей обращаются к данным переписи, то это может послужить источником ошибочных заключений вследствие несовершенства регистрации [45]. С другой стороны, к неправильным заключениям может привести метод вычисления смертности детей на основании чисел новорожденных и смертных случаев, в особенности если те и другие записи неодинаково достоверны в сопоставляемых странах (или по отношению друг к другу). Таким образом, в связи с недостатками материалов избранный для вычислений метод может внести сомнительный элемент в расчет смертности малолетних детей.

Таблица I. Процент мертворожденных среди всех новорожденных

Table I. Pourcentage des mort-nés parmi toutes les naissances

Страны Pays		Из 100 новорожденных было мертворожденных *Mort-nés par* 100 *naissances*								
		1896—1905	1910	1911	1912	1913	1914	1924	1925	1926
a		1	2	3	4	5	6	7	8	9
Австрия	Autriche	2,73	2,46	2,42	2,41	2,48	—	3,2	—	—
Бельгия	Belgique	4,41	4,34	4,21	4,35	4,38	—	—	—	3,5
Венгрия	Hongrie	2,10	2,07	2,03	2,09	2,11	2,03	—	2,7	2,8
Германия	Allemagne	3,14	2,93	2,92	2,92	2,95	2,98	3,3	3,3	3,3
Дания	Danemark	2,41	2,31	2,31	2,30	2,34	2,30	2,4[1]	—	—
Испания	Espagne	2,46[2]	2,44	2,48	2,55	2,61	2,60	—	2,9	—
Италия	Italie	4,18	4,21	4,16	4,03	4,01	4,10	4,2	4,1	—
Норвегия	Norvège	2,43	2,27	2,23	2,29	2,19	2,17	—	—	—
США	Etats-Unis	3,42[3]	—	—	—	—	—	4,0[4]	—	—
Франция	France	4,55	4,44	4,39	—	—	—	—	3,9	3,8
Швеция	Suède	2,56	2,41	2,46	2,44	2,41	—	—	2,4	—
Япония	Japon	9,7[5]	8,42	8,18	7,83	7,75	7,46	5,9	5,6	—

[1] 1923 г.
[2] 1901—1905 гг.
[3] Штат Массачузетс; 1886—1895 гг. Etat de Massachusetts.
[4] Во всех штатах США, где имела место регистрация мертворожденных. Dans tous les états des Etats-Unis où les mort-nés étaient enregistrés.
[5] 1899—1905 гг.

Интенсивность смертности в разных странах. Мужской пол

Для того чтобы лучше отметить особенности смертности населения в разных странах, мы, кроме числа доживающих, приводим также вероятность дожить, помноженную на 100 000, и таблицу с указанием порядка стран по величине этих вероятностей для каждого приведенного возрастного периода.

До 1 года в России конца XIX в. доживало немного больше 70% новорожденных мальчиков (70,2%), в то время как в Швеции, даже для более раннего периода времени наблюдения, число их значительно

[45] См. Г. Майр, Статистика и обществоведение, т. II — Статистика населения, Спб., 1901, стр. 364.

больше (88,9%). В Индии детская смертность значительно больше, чем в России, ибо там, на 9 лет позже, доживал всего 71% мальчиков; у негров для периода, на 5 лет более позднего, чем у нас, из 100 новорожденных доживало до 1 года 74,7%. Бросается в глаза чрезвычайно высокое число доживающих мальчиков у японцев. Оно на 1,5% выше, чем в Англии (84,3 и 82,8). Статистика мертворожденных в Японии дает сравнительно очень высокие числа, и потому эта причина различий в интенсивности смертности на первом году жизни вряд ли имеет существенное влияние, тем более, что статистики мертворожденных в Англии нет. Таблицы смертности для Японии, взятые нами из американского источника, вообще имеют несколько неопределенный характер. Первая всеобщая перепись в Японии была в 1872 г., вторая — в самое последнее время. Для какого населения, на основании каких материалов и как вычислены были таблицы смертности, сведений мы не имеем. Возможно, что вычисления сделаны не для всего населения Японии, а для отобранных масс его; в таком случае таблицы эти непригодны в качестве сравнительного материала для изучения смертности в разных странах. Не следует, впрочем, забывать, что они относятся ко времени, на 5 лет более близкому к нашему, чем английские. Числа мальчиков на Украине, доживающих до 1 года (76,6%), больше, чем в Австрии (75%) и даже Германии. Разница между числами доживающих мальчиков во Франции, Англии и Италии очень невелика (83,7, 82,8 и 82,5%). Соединенные Штаты более всего приближаются к Швеции (86,4%) (см. табл. II, III, IV, V).

Различия в интенсивности смертности на втором году жизни, естественно, по своей абсолютной величине значительно меньше, чем на первом. И здесь наибольшую жизнеспособность находим в Швеции, где мальчиков умирало в год всего 3%, в то время как на противоположном полюсе стоит Россия (10%) и Индия (9,1%). За ними следуют Украина (8,4%), негры (7,7%), Италия (7,6%) и Австрия (6,4%). Сравнительно небольшая смертность мальчиков на втором году жизни во Франции (3,4%), Соединенных Штатах (3,5%) и Японии (3,7%). Она довольно значительна в Англии (5,3%), даже несколько выше, чем в Германии (5,2%).

Ряд стран (Соединенные Штаты, Швеция, Франция и Англия) весьма незначительно отличается друг от друга по смертности мальчиков 2—3, 3—4 и 4—5 лет, причем интенсивность смертности у них минимальная. Даже на третьем году жизни разница по смертности между Германией и Японией невелика по сравнению с первой группой, а для четвертого года жизни приближаются к ней Австрия, Италия и негры. Наибольшую смертность в этих возрастных периодах имеет Индия.

Наименьшую смертность в пятилетнем периоде (5—9 лет) имеет Англия, где за все 5 лет умерло всего 2,1% мальчиков, Соединенные Штаты и Франция (2,2%), Япония и Германия (2,6%), Швеция и Италия (3%). Максимальная смертность имела место в Индии (9,2%), отчасти в России (6,3%), на Украине (5,5%) и у негров (4,1%).

В окончательном итоге до 5 лет доживало в Швеции почти 83% новорожденных мальчиков, в то время как в Индии всего 55,3%. Еще бо́льшие различия имеют место в числах мальчиков, доживающих до 10 лет — конца специфической детской смертности. В Швеции доживают 80,6% мальчиков, в то время как в Индии всего около половины новорожденных (50,2%). Немного больше половины доживало и в России (52,1%), на Украине население вымирало все же значительно меньше, так что число мальчиков, доживающих до 10 лет, не так уж значительно отличается от Австрии (59,4 и 64,1%), для которой таблицы смерт-

Таблица II. Числа доживающих (l_x). Мужской пол

Table II. Nombres des survivants (l_x). Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe (1896—1897)	Украина L'kraine (1896—1897)	Австрия Autriche (1900—1901)	Германия Allemagne (1891—1900)	Италия Italie (1899—1902)	Франция France (1898—1903)	Англия Angleterre (1891—1900)	Швеция Suède (1891—1900)	США Etats-Unis (1900—1902)	Япония Japon (1898—1903)	Индия Inde anglaise (1901—1910)	Негры США Nègres des Etats-Unis (1900—1902)
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	70 200	76 619	75 028	76 614	82 481	83 674	82 814	88 917	86 426	84 314	71 002	74 674
2	63 162	70 226	70 199	72 631	76 231	80 839	78 409	86 285	83 386	81 206	64 529	68 902
3	59 511	66 614	68 220	70 999	73 574	79 310	76 775	84 862	82 041	79 102	60 288	66 541
4	57 215	64 380	66 967	69 945	72 158	78 365	75 763	83 796	81 189	77 757	57 375	65 325
5	55 609	62 859	66 122	69 194	71 222	77 692	75 028	82 968	80 548	76 887	55 308	64 385
10	52 129	59 406	64 058	67 369	69 136	75 944	73 430	80 561	78 775	74 891	50 212	61 730
15	50 727	57 754	62 949	66 462	68 054	74 818	72 537	79 189	77 681	73 602	47 213	59 667
20	49 347	56 008	61 384	65 049	66 524	72 948	71 171	77 358	75 984	71 310	43 833	56 733
25	47 629	53 960	59 089	63 168	64 318	70 230	69 389	74 805	73 472	68 304	39 973	53 285
30	45 851	51 961	56 878	61 274	62 188	67 653	67 320	72 367	70 747	65 596	35 831	49 867
35	43 955	50 010	54 561	59 111	60 118	64 839	64 817	69 972	67 752	62 976	31 533	46 541
40	41 826	47 871	51 905	56 402	57 874	61 641	61 596	67 362	64 447	60 101	27 136	42 989
45	39 261	45 120	48 702	53 037	55 230	58 033	57 701	64 458	60 849	56 743	22 803	39 230
50	36 174	41 758	44 948	49 002	52 124	53 818	53 089	61 088	56 736	52 629	18 658	34 766
55	32 488	37 791	40 325	44 133	48 274	49 004	47 585	57 028	51 939	47 523	14 787	29 987
60	28 183	33 086	34 679	38 208	43 408	43 199	40 952	51 951	45 895	41 160	11 229	24 194
65	23 195	27 470	28 070	31 294	36 689	35 998	33 234	45 562	38 736	33 384	8 002	19 015
70	17 347	20 734	20 561	23 195	28 378	27 465	24 663	37 334	30 217	24 519	5 134	13 829
75	11 743	14 119	12 709	14 730	18 535	17 815	15 861	27 251	21 076	15 570	2 736	8 892
80	7 022	8 524	6 061	7 330	9 401	8 774	8 230	16 168	12 084	7 964	1 032	4 831
85	3 697	4 645	2 099	2 497	3 200	3 037	3 132	6 688	5 179	2 918	202	2 030
90	1 763	2 439	476	492	647	728	772	1 630	1 508	631	11	634
95	787	1 293	78	46	84	122	106	183	262	57	—	137
100	331	663	—	2	8	11	7	11	22	1	—	18
105	—	267	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1

ности относятся ко времени на 4 года позднее. Сравнительно невелики числа мальчиков, доживающих до 10 лет, в Германии (67,4%), в то время как величина их значительно выше в Англии (73, 4%), особенно же во Франции (75,9%) и в Соединенных Штатах (78,8%). Детская смертность у негров очень высока: до 10 лет доживают у них 61,7% мальчиков. Значительно бо́льшая интенсивность смертности была в Индии и притом для более позднего времени. Число доживающих в России и на Украине тоже меньше числа доживающих у негров, но они относятся ко времени, более раннему на 5 лет. Разница между неграми и русскими мальчиками составляет 9,6%, а для Украины — всего 2,3%. Улучшение экономических, культурных и санитарных условий, которое влечет за собой уменьшение смертности, в первую очередь и главным образом отражается на интенсивности смертности в детских возрастах. Вследствие этого, на наш взгляд, имеются все основания полагать, что не только на Украине, но и во всей Европейской России смертность в детских возрастах в 1900—1902 гг. была не больше, а, по всей вероятности, меньше смертности у негров Соединенных Штатов [46].

[46] Даже общие коэффициенты смертности для обоих полов в Европейской России 1900—1902 гг. уменьшились по сравнению с 1896—1897 гг. на 2,9%, а на Украи-

Таблица III. Вероятности дожить (p_x), умноженные на 100 000. Мужской пол

Table III. Probabilités à survivre (p_x)×100 000. Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	70 200	76 619	75 028	76 614	82 481	83 674	82 814	88 917	86 426	81 314	71 002	74 674
2	89 974	91 656	93 564	94 801	92 422	96 612	94 681	97 040	96 483	96 314	90 883	92 270
3	94 220	94 857	97 181	97 753	96 515	98 109	97 916	98 351	98 387	97 409	93 428	96 573
4	96 142	96 646	98 163	98 515	98 075	98 808	98 682	98 744	98 961	98 300	95 168	98 173
5	97 193	97 637	98 738	98 926	98 703	99 141	99 030	99 012	99 210	98 881	96 397	98 561
10	93 742	94 507	96 878	97 362	97 071	97 750	97 870	97 099	97 799	97 401	90 786	95 876
20	94 663	94 280	95 826	96 556	96 222	96 055	96 924	96 024	96 457	95 218	87 296	91 905
30	92 915	92 774	92 659	94 197	93 482	92 741	94 589	93 548	93 108	91 987	81 744	87 898
40	91 222	92 129	91 257	92 049	93 063	91 113	91 497	93 084	91 095	91 623	75 733	86 207
50	86 487	87 230	86 597	86 880	90 065	87 309	86 189	90 686	88 035	87 568	68 757	80 872
60	77 910	79 233	77 154	78 176	83 278	80 269	77 138	85 043	80 892	78 208	60 183	69 591
70	61 551	62 667	59 289	60 549	65 375	63 578	60 224	71 864	65 839	59 570	45 721	57 159
80	40 480	41 111	29 478	31 602	33 128	31 946	33 370	43 306	39 991	32 481	20 101	34 934
90	25 107	28 613	7 853	6 712	6 882	8 297	9 380	10 082	12 479	7 923	1 066	13 124
100	18 775	27 183	—	407	1 236	1 511	907	675	1 459	158	—	2 839

Таблица IV. Место, занимаемое разными странами по интенсивности вымирания в отдельных возрастных группах. Мужской пол

Table IV. Ordre dans lequel sont répartis certains pays selon l'intensité de la mortalité dans différents groupes d'âge. Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	a
0—1	1	6	4	5	7	9	8	12	11	10	2	3	0—1
1—2	1	3	6	8	5	11	7	12	10	9	2	4	1—2
2—3	2	3	6	8	4	10	9	11	12	7	1	5	2—3
3—4	2	3	5	8	4	11	9	10	12	7	1	6	3—4
4—5	2	3	6	8	5	11	10	9	12	7	1	4	4—5
5—9	2	3	5	8	6	10	12	7	11	9	1	4	5—9
10—19	4	3	6	11	9	8	12	7	10	5	1	2	10—19
20—29	7	6	4	11	9	5	12	10	8	3	1	2	20—29
30—39	5	10	6	9	11	4	7	12	3	8	1	2	30—39
40—49	4	7	5	6	11	8	3	12	10	9	1	2	40—49
50—59	5	8	4	6	11	9	3	12	10	7	1	2	50—59
60—69	7	8	3	6	10	9	5	12	11	4	1	2	60—69
70—79	10	11	2	3	6	4	7	12	9	5	1	8	70—79
80—89	11	12	4	2	3	6	7	8	9	5	1	10	80—89
90—99	11	12	—	4	7	9	6	5	8	3	—	10	90—99

не — на целых 5,4%. Интенсивность же вымирания в детских возрастах снизилась, очевидно, значительно больше. См. наши таблицы смертности для городов за разное время (глава V).

Таблица V. Вероятности умереть в процентах к величинам для Швеции. Мужской пол
Table V. Pourcentage des quotients de mortalité par rapport à ceux pour la Suède. Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0—1	268,88	210,96	225,32	211,01	158,07	147,31	155,07	100,0	122,48	141,53	261,04	228,51
0—9	246,26	208,83	184,90	167,86	158,77	123,75	136,68	100,0	109,19	129,17	256,12	196,87
20—59	130,58	124,61	132,46	125,17	105,80	124,17	129,28	100,0	120,57	128,73	226,48	174,63

За 10 лет в Германии, Англии и Швеции имела место такая эволюция интенсивности смертности мужского пола. Вероятность у новорожденного мальчика умереть до 10 лет по таблицам смертности для 1901—1910 гг. меньше такой же вероятности по таблицам для 1891—1900 гг.: в Германии — на 16,7%, в Англии — на 17,5%, в Швеции — на 21,6%, в то время как коэффициент общей смертности стационарного мужского населения снизился: в Германии — всего на 9,5%, в Англии — на 9%, а в Швеции — только на 6,6%. То же, хотя и в более слабой степени, установил К. Баллод для Англии, Франции и Пруссии, но для более отдаленной эпохи. Он также констатировал, что прогресс идет главным образом за счет уменьшения смертности в молодых возрастах [47].

Из 12 изучаемых нами стран ни одна не сохранила своего относительного места в ряду других по величине детской смертности мальчиков до 10 лет. Наиболее устойчиво занимает свое место Германия (и Украина), которая в возрастных группах для 2—5 и для 5—9 лет занимает одно и то же место (8-е) и только для первого года стоит на 5-м месте. Это обстоятельство как будто в известной мере подтверждает приведенное выше мнение К. Баллода о роли менее полной регистрации новорожденных и умерших в других странах в течение первых 6 недель жизни ребенка, из-за чего уменьшается число доживающих в Германии относительно стран с неполной регистрацией. Однако порядковые числа Англии, на неполноту регистрации которой указывает в первую очередь К. Баллод, а особенно Франции, противоречат его точке зрения на сравнительную интенсивность смертности в детских возрастах в этих трех странах. Правда, Англия стоит ниже Германии на втором году жизни (7-е место), но уже на третьем году и в последующих возрастах она занимает 9, 10 и даже 12-е место. Франция же только у мальчиков до 1 года занимает 9-е место, а потом 11-е (3 раза) и 10-е место (2 раза). В двух, правда, наиболее важных возрастных периодах Швеция по величине смертности мальчиков занимает последнее (12-е) место (0—1, 1—2 года); Соединенные Штаты занимают его даже 3 раза (2—3, 3—4 и 4—5 лет), а Англия 1 раз (5—9 лет). Очень устойчиво также положение Украины: в пяти случаях для возрастов 1—9 лет она занимает 3-е место и лишь для мальчиков 0—1 года среднее место (6-е); Россия в возрастах 0—

[47] См. C. B a l l o d. Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land, Leipzig, 1899, стр. 24.

2 лет имеет максимальную смертность (1-е место), а в других случаях стоит на 2-м месте, меняясь, таким образом, с Индией.

Иную картину по интенсивности смертности мужчин представляет собой возрастной период 10—19 лет. Минимальную смертность, как и для предыдущего пятилетнего периода, имеет Англия. Из числа мальчиков, доживших до 10 лет, умирает до достижения ими 20 лет всего 3,1%. За ней следует Германия (3,4%), Соединенные Штаты (3,5%) и Италия (3,8%). На 1-м месте по максимальной смертности стоит Индия (12,7%), а за ней следуют негры (8,1%) и Украина (5,7%), где вероятность умереть, правда, всего на 0,4% больше, чем в России. Максимальное различие (Англия—Индия) достигает чрезвычайно большой величины для этого возрастного периода (3,1 и 12,7%), несмотря на то обстоятельство, что таблицы смертности для Индии относятся ко времени, на целые 10 лет более позднему.

Интересно отметить возраст, в котором люди подвергаются наименьшему риску умереть. Различия его по разным странам невелики, различия же между минимальными вероятностями умереть в течение года весьма значительны (см. табл. VI).

Бросается в глаза чрезвычайно низкий возраст, в котором наблюдается наименьшая смертность: в Англии — 10 лет для обоих полов, у негров для женщин он равен даже 9 годам, у японок — 10. Однако две последние национальности являются народами южными, где человеческий организм созревает скорее; впрочем, в Индии для обоих полов минимальная смертность наблюдается в 12 лет. Возможно (и вероятно), что это просто результат интерполяции, применяемой при составлении таблиц смертности.

Таблица VI. Возраст минимальной смертности и наименьшие вероятности умереть в течение года
($q_x \times 100\,000$)

Table VI. Age de moindre mortalité et quotients minimes de mortalité ($q_x \times 100\,000$)

Страны Pays		Мужской пол Sexe masculin		Женский пол Sexe féminin	
		Возраст Age	$q_x \times 100\,000$	Возраст Age	$q_x \times 100\,000$
а		1	2	3	4
Е. Россия	Russie d'Europe	14	442	14	500
Украина	Ukraine	14	489	13	565
Австрия	Autriche	13	310	12	424
Германия	Allemagne	13	254	12	295
Италия	Italie	13	290	13	361
Франция	France	12	284	11	323
Англия	Angleterre	10	214	10	231
Швеция	Suède	14	317	12	362
США	Etats-Unis	11	265	11	246
Япония	Japon	11	316	10	377
Индия	Inde anglaise	12	1 190	12	1 230
Негры США	Nègres des Etats-Unis	10	628	9	770

Нам представляется, что вообще затруднительно делать окончательное заключение об отдельных годах жизни для молодых возрастов главным образом из-за неодинаковых методов интерполяции статисти-

ческих данных, а для пожилых и старческих также вследствие неточности показаний возраста [48].

Так как различия в величине смертности соседних возрастов 10—14 лет вообще очень невелики и так как таблицы смертности интерполированы по-разному, нам представляется возможным, что и в некоторых других странах возраст наименьшей смертности отчасти может зависеть также от принятого метода интерполирования. Косвенное подтверждение сомнительности результатов находим в очень больших различиях минимальной вероятности умереть. Наименьшую величину для мужского (и женского) пола имеет Англия [49], где из 100 000 мальчиков 10 лет умирает за год всего 214 душ. Затем следуют Германия (254), Соединенные Штаты (265), Франция (284) и Италия (290). Максимальные величины находим в Индии (1190) и для негров (628).

20 лет обычно принимают за начало полноценных производительных человеческих возрастов при международных сравнениях. Полезным представляется поэтому знать, с каким максимальным запасом мужских рабочих сил выступает каждое поколение сравниваемых стран. До 20 лет доживает в Индии при одном и том же числе новорожденных всего 56,66% мужчин по сравнению со Швецией, а в России — 63,79%; вторую группу стран составляют: Украина (72,4%), негры (73,34%) и Австрия (79,35%); третью — Германия (84,09%) и Италия (85,99%); четвертую — Англия (92%), Япония (92,18%) и Франция (94,3%); разница между Соединенными Штатами и Швецией всего 1,78%.

Десятилетие для мужчин в цветущих возрастах, т. е. от 20 до 29 лет, отличается в ряде стран большими особенностями. Такое же относительное место, что и для периода 10—19 лет, сохраняют страны с максимальной и минимальной смертностью: Индия (1-е), негры (2-е), Италия (9-е), Германия (11-е) и Англия (12-е). Значительно снизилось место Франции (с 8-го на 5-е) и отчасти Австрии и Японии, в то время как Швеция, Россия и Украина подвинулись вперед на 3 места, причем обе последние страны заняли в ряду прочих средние места (7-е и 6-е). Максимальная разница между вероятностями дожить от 20 до 29 лет (Англия—Индия) доходит до 12,8%, что представляет собой для этого возрастного периода очень значительную величину. Различие между Англией и Германией ничтожно — всего 0,3%; невелико оно также и для Швеции (1%), Италии (1,1%), Соединенных Штатов (1,5%), да и для России, Украины, Франции, Австрии и Японии различие лежит в пределах от 1,7 до 2,6%.

Период 30—39 лет вносит свои изменения в порядок вымирания мужчин в разных странах. Сохраняют свое относительное место только Индия (1-е) и негры (2-е), остальные его переменили. Минимальна смертность в Швеции, которая сохраняет свое место до 80 лет; за нею следует Италия (до 60 лет); Украина поднимается на 10-е ме-

[48] На влияние, оказываемое различием методов построения таблиц смертности в разных странах, обратил внимание в последнее время итальянский статистик Ф. Винчи. См. его доклад XVI сессии Международного статистического института: F. V i n c i, Per l'uniformità nei metodi di costruzione delle tavole di mortalità, «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. XXII, 2 livraison, Roma, 1926, стр. 503—515.

[49] О таблицах смертности для Англии и Уэльса 1881—1890 гг. Г. Вестергорд отметил, что по ним смертность для 10—14 лет очень низка и что подобную смертность можно встретить весьма редко среди общего народонаселения. Ему кажется, что вероятности умереть получились такими низкими от чрезмерной интерполяции. Подтверждение этому он находит в сравнении чисел, характеризующих смертность пятилетних возрастных групп 10—14 лет по первичным статистическим данным и полученную из таблицы смертности. См. «Die Lehre von der Mortalität», стр. 206—209.

сто, а Россия опускается на 5-е. Очень значительно поднялась Япония (с 3-го на 8-е место), а Англия опустилась с 12-го на 7-е место. Максимальное различие в вероятностях дожить (Швеция и Индия) достигает еще больших размеров — 17,35%. Вероятности для Швеции и Италии почти одинаковы, как и для Украины и Германии, причем последние страны отличаются от Швеции меньше чем на 1%. Немногим больше различия для Японии, Англии, Австрии, всей Европейской России, Франции и Соединенных Штатов (1,5—2%).

Следующее десятилетие 40—49 лет не вносит существенных изменений в порядок смертности мужчин в большинстве стран. Свои относительные места сохраняют четыре страны с максимальной и минимальной смертностью (Индия, негры, Швеция и Италия); три страны изменили свое место, подвинувшись на одно место в ту или другую сторону; вновь значительно снизили места Англия (с 7-го на 3-е), Украина и Германия (на 3); повысили места Соединенные Штаты (с 3-го на 10-е) и Франция (с 4-го на 8-е).

Десятилетний период 50—59 лет еще более похож на предыдущий. Свои относительные места сохраняет уже большинство стран (семь): Швеция (12-е), Италия (11-е), Соединенные Штаты (10-е), Германия (6-е), Англия (3-е), негры (2-е) и Индия (1-е); другие изменили их, подвинувшись, по общему правилу, на одно место в ту или другую сторону. Максимальное различие в вероятностях дожить (Швеция и Индия) почти достигает 25%, да и для других стран различия значительно больше, чем в предыдущих зрелых возрастных периодах. Разница не превышает 5% только для Италии, Соединенных Штатов, Франции и Украины.

Интенсивность смертности мужчин для возрастов старше 60 лет представляет собой довольно пеструю картину. Трудно утверждать, что она вполне соответствует действительности, ибо смертность в пожилых и старческих возрастах — предмет, мало изученный до сего времени. С одной стороны, данные переписей и текущих записей дефектны вследствие неправильных показателей возраста, а с другой — число стариков в некоторых странах чересчур незначительно. Это привело к тому, что смертность для старческих возрастов обычно вычисляется не на основании чисел живущих и смертных случаев, а путем применения аналитических формул. Специальные исследования смертности стариков, произведенные статистическими бюро Норвегии, Швейцарии и Швеции, страдают тем, что поле наблюдения чересчур узко, ибо страны эти невелики по своим размерам [50].

Для того чтобы оттенить своеобразие интенсивности смертности в изучаемых странах, мы приводим в табл. V относительные величины для наиболее интересных возрастных периодов 0—1, 0—9 лет и для людей в рабочих возрастах 20—59 лет. За 100 принята нами вероятность умереть в течение соответствующего периода времени в стране наименьшей смертности (Швеции).

Наибольшие различия в интенсивности смертности имеют место на первом году жизни. Здесь находим чрезвычайно большие числа избыточной смертности и для богатых и культурных стран. Так, даже в Соединенных Штатах, и притом лет на 5—6 позже, умирало грудных детей мальчиков на 22,48% больше, чем в Швеции, а во Франции — даже на 47,31%, в Англии—на 55,07%. Смертность мальчиков в возрасте до 1 года превышает шведскую более чем вдвое на Украине (210,96%),

[50] См. H. Westergaard, Mortality in extreme old age, «Economic Journal», 1899; Die Lehre von der Mortalität und Morbilität, 2 Aufl., Jena, 1901, стр. 209—214.

в Германии (211,01%), в Австрии (225,32%), у негров (228,51%), в Индии (261,64%) и в России (268,88%). Особенно поражает число избыточной смертности в Германии, которое, правда в очень незначительной мере, больше числа для Украины. Сравнительно невелика избыточная смертность мальчиков японцев (41,53%). Она ниже не только итальянской, но также английской и французской.

Различия в интенсивности вымирания во всех детских возрастах (0—9 лет) меньше, чем на первом году жизни. Почти одинаковую избыточную смертность по сравнению со Швецией имеют мальчики на первом году жизни и в периоде от рождения до 10 лет на Украине и в Италии, отчасти и в Индии, различия невелики также в России. Очень улучшилось положение в Германии, где избыточная смертность мальчиков 0—9 лет составляет 67,86%, в то время как у грудных детей она доходит до 111,1%, а также в Англии (36,68 и 55,07%) и в Японии (29,17 и 41,53%). Максимальное улучшение находим, однако, в Соединенных Штатах, где мальчики до 10 лет имеют избыточную смертность всего 9,19% против 22,48% для грудных детей; равным образом почти вдвое уменьшилась она и во Франции (23,75 и 47,31%).

Чрезвычайно любопытны числа, характеризующие избыточную смертность мужчин в рабочих возрастах 20—59 лет. После 20-летнего вымирания большинство слабых в силу наследственности организма отошли и остались в живых только более жизнеспособные. Однако числа наши показывают, что социальные условия, в частности своеобразие хозяйственной жизни и культуры разных стран и народов, оказывают порой колоссальное влияние на интенсивность смертности. Так, Индия имеет избыточную смертность в рабочих возрастах у мужчин (126,48%), мало чем отличающуюся от числа для детей 0—9 лет (156,12%). Равным образом не так отличаются числа и у негров (74,63 и 96,87%). Остальные страны имеют значительно меньшие числа и к тому же, по общему правилу, не очень значительно отличающиеся друг от друга. Бросается в глаза лишь чрезвычайно малая избыточная смертность мужчин в рабочих возрастах в Италии—всего 5,8%. Прочие страны имеют от 20,57% (Соединенные Штаты) до 32,46% (Австрия). Числа для Украины, Франции и Германии почти одинаковы (24—25%). Для всей Европейской России избыточная смертность больше на 5—6%.

В заключение рассмотрим своеобразие интенсивности смертности всего мужского населения в разных странах. Как известно, лучшим мерилом общей смертности является так называемый коэффициент смертности стационарного населения, т. е. такого, у которого меры смертности остаются неизменными, где рождения распределяются пропорционально времени наблюдения и нет случаев миграции. Возрастной состав стационарного населения определяется только его собственными мерами смертности. Коэффициент смертности стационарного населения равен единице, деленной на среднюю продолжительность жизни (см. табл. VII). После детального рассмотрения смертности в разных возрастных периодах естественно можно ожидать, что наименьший коэффициент смертности будет в Швеции (0,01963), а наибольший — в Индии (0,04427). Больше 3% он в России и у негров. Приняв коэффициент Швеции за 100, получим для каждой страны величину ее избыточной смертности. В Индии она чрезвычайно велика (125,5%); значение ее вдвое меньше для всей Европейской России (62,7%), еще меньше у негров (56,5%). Очень велика избыточная смертность и на Украине (42%), а также в Австрии (34,9%), отчасти в Германии (25,6%). Величина ее для Англии лишь незначительно от-

личается от Японии (15,4 и 15,8%); Италия имеет большее число (19%), а Франция — меньшее (11,4%). Наименьшее различие находим для Соединенных Штатов — всего 6,4%.

Таблица VII. Коэффициенты смертности стационарного населения разных стран. Мужской пол

Table VII. Taux de mortalité d'une population stationnaire dans différents pays. Sexe masculin

Страны Pays		Коэффициент смертности стационарного населения Taux de mortalité d'une population stationnaire	
		Абсолютные числа Nombres absolus	В процентах к Швеции Comparés à la Suède
Е. Россия	Russie d'Europe	0,03193	162,7
Украина	Ukraine	0,02787	142,0
Австрия	Autriche	0,02648	134,9
Германия	Allemagne	0,02465	125,6
Италия	Italie	0,02335	119,0
Франция	France	0,02186	111,4
Англия	Angleterre	0,02266	115,4
Швеция	Suède	0,01963	100,0
США	Etats-Unis	0,02089	106,4
Япония	Japon	0,02274	115,8
Индия	Inde anglaise	0,04427	225,5
Негры США	Nègres des Etats-Unis	0,03073	156,5

Интенсивность смертности в разных странах. Женский пол

Интенсивность смертности женских поколений имеет в разных странах свои особенности. Только семь из них сохранили свое порядковое место для детей до 1 года: Украина (6-е), Австрия (4-е), Германия (5-е), Италия (7-е), Швеция (12-е), США (11-е) и негры (3-е). Прочие же его переменили, подвинувшись вперед (вся Европейская Россия, Франция, Англия) или назад (Япония и Индия). Только Япония снизилась на два места (с 10-го на 8-е), остальные подвинулись на одно место.

Порядок вымирания девочек на втором году жизни уже только в шести странах тот же, что и у мальчиков: Австрия (6-е), Франция (11-е), Швеция (12-е), США (10-е), Япония (9-е), Индия (2-е). Украина, Англия и негры подвинулись вперед на одно место. Прочие страны снизились. На третьем году жизни тот же порядок имеют все страны, на четвертом — 10 (кроме Австрии и негров), на пятом — опять все. Для периода 5—9 лет сохраняют те же места 10 стран (кроме Англии и США). Для дальнейших десятилетних возрастных периодов женщины имеют одинаковое порядковое место с мужчинами в возрастах 10—19 лет — в 8 странах, 20—29 лет — в 6, 30—39 — в 5, 40—49 — в 6, 50—59 — в 5, 60—69 — в 4, 70—79 — в 4, 80—89 — в 10 и 90—100 — в 8 странах.

Наиболее устойчива по сравнительной величине своей смертности женского пола Индия, которая во всех приводимых нами возрастных периодах, за исключением одного (от 1 года до 2 лет), занимает 1-е место; только в одном случае порядок смертности девочек не соответствует порядку смертности мальчиков (0—1 год). Очень устойчиво также положение Швеции. Она тоже в 14 случаях из 15 занимает одно и то же место в ряду стран, что и для мужского пола; в 7 случаях это

12-е место, в одном — 11-е, в двух — 10-е и т. д. Австрия и негры для женского пола имеют то же место, что и для мужского, в 11 возрастных периодах, США, Япония, Германия и вся Европейская Россия — в 9, Украина и Франция — в 8, а Италия и Англия — только в 7. Уже это простое перечисление свидетельствует, что некоторые страны имеют большие своеобразия в протекании женской смертности по сравнению с мужской. Взаимоотношение интенсивности смертности обоих полов в разных странах легко видеть из табл. XII. В ней приведены числа для женского пола при условии, что вероятность дожить у мужчин до конца того же возрастного периода принимается за 100.

Картина взаимоотношений интенсивности смертности по полу в разных странах представляется довольно пестрой. Во всех приведенных нами детских возрастах до 10 лет девочки имеют бо́льшую жизнеспособность, чем мальчики, только в четырех странах — России, США, Индии и на Украине. Различия, впрочем, достигают значительной величины только на первом году жизни. Мальчиков, как известно, рождается примерно 104—106 на 100 девочек. Таким образом, в некоторых странах весь или почти весь избыток новорожденных мальчиков уносится избыточной смертностью их на первом году жизни. К этим странам принадлежат: Россия (где на 100 новорожденных мальчиков, до-

Таблица VIII. Числа доживающих (l_x). Женский пол
Table VIII. Nombres des survivants (l_x). Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe (1896—1897)	Украина Ukraine (1896—1897)	Австрия Autriche (1900—1901)	Германия Allemagne (1891—1900)	Италия Italie (1899—1902)	Франция France (1898—1903)	Англия Angleterre (1891—1900)	Швеция Suède (1891—1900)	США Etats-Unis (1900—1902)	Япония Japon (1898—1903)	Индия Inde anglaise (1901—1910)	Негры США Nègres des Etats-Unis (1900—1902)
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	74 146	80 315	79 040	80 138	84 128	86 351	85 934	90 793	88 733	85 908	71 540	78 525
2	67 176	74 178	74 006	76 137	77 622	83 617	81 681	88 244	85 908	82 817	65 375	73 010
3	63 440	70 575	71 906	74 482	74 759	82 150	80 036	86 850	84 603	80 662	61 348	70 432
4	61 040	68 290	70 586	73 406	73 265	81 200	78 968	85 810	83 763	79 265	58 582	69 079
5	59 342	66 675	69 657	72 623	72 232	80 496	78 214	84 952	83 119	78 339	56 608	68 056
10	55 702	63 067	67 266	70 646	69 915	78 616	76 527	82 457	81 390	76 245	51 450	65 111
15	54 182	61 228	65 810	69 562	68 609	77 248	75 550	80 910	80 307	74 568	48 304	62 384
20	52 601	59 188	63 956	68 201	66 782	75 246	74 177	79 005	78 555	71 652	44 828	59 053
25	50 724	56 902	61 637	66 467	64 510	72 732	72 539	76 771	76 119	68 186	40 901	55 795
30	48 688	54 523	59 105	64 385	62 103	70 068	70 582	74 449	73 394	64 874	36 745	52 773
35	46 510	52 053	56 451	62 047	59 688	67 377	68 215	72 053	70 463	61 632	32 471	49 567
40	44 147	49 406	53 592	59 467	57 171	64 583	65 301	69 499	67 407	58 308	28 139	46 146
45	41 574	46 423	50 638	56 751	54 601	61 661	61 918	66 808	64 121	55 065	23 839	42 279
50	38 653	42 985	47 514	53 768	51 974	58 385	58 032	63 995	60 415	51 794	19 714	37 681
55	35 117	38 788	43 527	49 938	48 794	54 452	53 311	60 588	55 908	47 898	15 813	33 124
60	30 531	33 283	38 248	44 814	44 551	49 441	47 304	56 399	50 155	42 998	12 165	27 524
65	25 037	26 505	31 294	37 828	38 127	42 694	39 830	50 686	43 246	36 668	8 747	21 995
70	18 621	18 771	23 124	28 917	29 706	34 053	30 917	42 764	34 721	28 745	5 637	16 140
75	12 756	12 090	14 225	18 900	19 212	23 454	21 069	32 389	24 994	19 745	3 022	11 066
80	7 712	6 899	6 987	9 773	9 549	12 789	11 807	20 392	15 129	11 106	1 159	6 708
85	4 045	3 578	2 394	3 568	3 231	5 037	4 993	9 539	7 063	4 585	231	3 567
90	1 911	1 781	666	821	683	1 452	1 433	2 797	2 306	1 148	12	1 492
95	871	887	116	107	100	334	249	435	452	122	—	462
100	384	437	—	8	10	59	24	32	43	3	—	97
105	—	191	—	—	—	—	—	—	1	—	—	12

Таблица IX. Вероятности дожить (p_x), умноженные на 100 000. Женский пол
Table IX. Probabilités à survivre (p_x) × 100 000. Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats Unis
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	74 146	80 315	79 040	80 138	84 128	86 351	85 934	90 793	88 733	85 908	71 540	78 525
2	90 600	92 359	93 631	95 007	92 267	96 834	95 051	97 193	96 816	96 402	91 382	92 977
3	94 438	95 143	97 162	97 826	96 312	98 246	97 986	98 420	98 481	97 398	93 840	96 469
4	96 217	96 762	98 164	98 555	98 002	98 844	98 666	98 803	99 007	98 268	95 491	98 079
5	97 218	97 635	98 684	98 933	98 590	99 133	99 045	99 000	99 231	98 832	96 630	98 519
10	93 866	94 589	96 567	97 278	96 792	97 664	97 843	97 063	97 920	97 327	90 888	95 673
20	94 433	93 849	95 079	96 539	95 519	95 713	96 929	95 814	96 517	93 976	87 129	90 696
30	92 561	92 118	92 415	94 405	92 994	93 119	95 153	94 233	93 430	90 540	81 969	89 365
40	90 673	90 615	90 673	92 362	92 058	92 172	92 518	93 351	91 843	89 879	76 579	87 442
50	87 555	87 004	88 659	90 417	90 910	90 403	88 868	92 080	89 627	88 828	70 059	81 656
60	78 987	77 429	80 498	83 347	85 718	84 681	81 514	88 130	83 017	83 017	61 707	73 045
70	60 990	56 398	60 458	64 527	66 679	68 876	65 358	75 824	69 227	66 852	46 338	58 640
80	41 416	36 754	30 215	33 797	32 145	37 556	38 189	47 685	43 573	38 636	20 561	41 561
90	24 780	25 815	9 532	8 401	7 153	11 354	12 137	13 716	15 242	10 337	1 035	22 242
100	20 094	24 537	—	974	1 464	4 063	1 675	1 144	1 865	261	—	6 501

Таблица X. Место, занимаемое разными странами по интенсивности смертности в отдельных возрастных группах. Женский пол
Table X. Ordre dans lequel sont répartis certains pays selon l'intensité de la mortalité dans différents groupes d'âge. Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	a
0—1	2	6	4	5	7	10	9	12	11	8	1	3	0—1
1—2	1	4	6	7	3	11	8	12	10	9	2	5	1—2
2—3	2	3	6	8	4	10	9	11	12	7	1	5	2—3
3—4	2	3	6	8	4	11	9	10	12	7	1	5	3—4
4—5	2	3	6	8	5	11	10	9	12	7	1	4	4—5
5—9	2	3	5	8	6	10	11	7	12	9	1	4	5—9
10—19	5	3	6	11	7	8	12	9	10	4	1	2	10—19
20—29	6	4	5	11	7	8	12	10	9	3	1	2	20—29
30—39	5(6)	4	5(6)	10	8	9	11	12	7	3	1	2	30—39
40—49	4	3	5	10	11	9	7	12	8	6	1	2	40—49
50—59	4	3	5	9	11	10	6	12	8(7)	8(7)	1	2	50—59
60—69	5	2	4	6	8	10	7	12	11	9	1	3	60—69
70—79	9	5	2	4	3	6	7	12	11	8	1	10	70—79
80—89	11	12	4	3	2	6	7	8	9	5	1	10	80—89
90—99	11	12	—	4	6	9	7	5	8	3	—	10	90—99

живающих до 1 года, приходится 105,62 девочки), Австрия (105,35), негры (105,16), Украина (104,82) и Германия (104,6). Разница в интенсивности смертности грудных детей обоего пола минимальна в Ин-

Таблица XI. Вероятности умереть в процентах к величинам для Швеции. Женский пол
Table XI. Pourcentage des quotients de mortalité par rapport à ceux pour la Suède. Sexe féminin

Возраст Age	E. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0—1	280,81	213,80	227,65	215,73	172,39	148,25	152,78	100,0	122,37	153,06	309,11	233,25
0—9	252,51	210,59	186,59	167,33	171,49	121,89	133,80	100,0	106,08	135,41	276,75	198,88
20—59	146,64	152,98	140,48	119,84	116,34	119,85	126,61	100,0	126,35	139,76	254,65	186,60

дии, где она не достигает даже 1% (0,76%); невелика она также в Японии (1,89%), Италии (2%) и Швеции (2,11%).

На втором году жизни во всех странах, за исключением Италии (99,83%), также наблюдается меньшая интенсивность смертности девочек, хотя разница при этом невелика. Только у негров, на Украине, в России и в Индии она находится между 0,55 и 0,77%. Колебания в жизнеспособности мальчиков и девочек еще менее заметны в дальнейших детских возрастах. На третьем году жизни интенсивность смертности девочек больше, чем у мальчиков, уже не только в Италии, но также в Австрии, Японии и у негров; теперь максимальная разни-

Таблица XII. Числа доживающих женщин на 100 мужчин
Table XII. Nombres des femmes qui survivent par 100 hommes

Возраст Age	E. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0—1	105,62	104,82	105,35	104,60	102,00	103,20	103,77	102,11	102,67	101,89	100,76	105,16
1—2	100,70	100,77	100,07	100,22	99,83	100,23	100,39	100,16	100,35	100,09	100,55	100,77
2—3	100,23	100,30	99,98	100,07	99,70	100,14	100,07	100,07	100,10	99,99	100,44	99,89
3—4	100,08	100,12	100,00	100,04	99,93	100,04	99,98	100,06	100,05	99,97	100,34	99,90
4—5	100,03	100,00	99,95	100,01	99,89	99,99	100,02	99,99	100,02	99,95	100,24	99,96
5—9	100,13	100,07	99,68	99,91	99,71	99,91	99,97	99,96	100,12	99,92	100,11	99,79
0—9	106,85	106,16	105,01	104,86	101,13	103,52	104,22	102,35	103,32	101,81	102,47	105,48
10—19	99,76	99,54	99,22	99,98	99,27	99,64	100,01	99,78	100,06	98,70	99,81	98,68
20—29	99,62	99,30	99,74	100,22	99,48	100,41	100,60	100,73	100,35	98,43	100,28	101,67
30—39	99,40	98,35	99,36	100,34	98,92	101,16	101,12	100,29	100,82	98,10	101,12	101,43
40—49	101,23	99,74	102,38	104,07	100,94	103,54	103,11	101,54	101,81	101,44	101,89	100,97
50—59	101,38	97,72	104,33	106,61	102,93	105,50	105,67	103,63	102,63	106,15	102,53	104,96
60—69	99,09	90,00	101,97	106,57	101,99	108,33	108,52	105,51	105,15	112,22	101,35	102,59
70—79	102,31	89,39	102,50	106,95	97,03	117,56	114,44	110,11	108,96	118,95	102,29	118,97
80—89	98,70	90,25	121,38	125,16	103,94	136,84	129,39	136,04	122,14	130,47	97,09	169,48
90—99	107,03	90,27	—	239,31	118,45	268,89	184,67	169,48	127,83	165,19	—	228,99
20—59	101,63	95,18	105,86	111,58	102,24	110,95	110,83	106,30	105,71	103,97	105,93	109,30

ца (Италия—Индия) не достигает трех четвертей процента (99,79—100,44). Еще ближе к равенству находятся числа для четвертого и пятого годов жизни. Невелики также различия в интенсивности смертности в течение пятилетнего периода 5—9 лет. Девочки жизнеспособнее в России, США, Индии и на Украине, но разница незначительна — от 0,07 до 0,13%. Значительнее она для стран с избыточной женской смертностью. В Англии, Швеции, Японии, Франции и Германии разница не превышает 0,1%. Но в Австрии, в Италии и у негров она в 2—3 раза больше.

В конечном итоге процессов смертности в детских возрастах, от рождения до 10 лет, получается, что на 100 доживающих до 10 лет мальчиков в разных странах приходятся различные количества девочек. Все народы, за исключением Австрии и Японии, особенно же Италии, имеют бо́льшую разницу в числах доживающих от 0 до 10 лет, чем для доживающих до 1 года. Особо благоприятную картину детской смертности женского пола по сравнению с мужским находим в России, где избыточное количество доживающих девочек равно 6,85%, на Украине (6,15%), у негров (5,48%) и в Австрии (5,1%), отчасти в Германии (4,86%) и в Англии (4,22%). Бросается в глаза минимальное число для Италии, которое только немного превышает 1% (1,13%), оно почти вдвое снизилось даже по сравнению с величиной для младенцев до 1 года. Не достигает до 2% избыточное количество девочек, доживающих до 10 лет, и в Японии (1,81%), где оно, правда, лишь немного снизилось по сравнению с первым годом жизни (1,89%). Швеция — страна минимальной детской смертности для обоих полов — имеет сравнительно небольшую разницу в числах доживающих в пользу женского пола (2,35%). И США, с их незначительной детской смертностью, имели сравнительно небольшой избыток для девочек (3,32%). Франция, которая по величине детской смертности для обоих полов следует непосредственно за Швецией и США, имеет избыток 3,52%. Италия, вообще занимающая по интенсивности смертности среднее место, и Япония, где интенсивность смертности ниже средней, имеют, очевидно, какие-то своеобразия, которые вызывают минимальную разницу в смертности детей обоих полов, равным образом как и Индия с ее максимальной общей смертностью.

В возрасте 10—19 лет только в трех странах находим почти равную интенсивность смертности обоих полов, с небольшими отклонениями в ту или другую сторону (США, Англия, Германия). В остальных странах мужской пол жизнеспособнее женского, причем различия, как общее правило, все же не достигают сколько-нибудь значительной величины. Только негры и Япония имеют разницу, превосходящую 1% (1,32 и 1,30%). Это объясняется, быть может, более ранним возрастом при вступлении в брак у этих народов, хотя и в Индии разница в смертности обоих полов очень невелика (0,19%). На континенте Европы в возрастах 10—19 лет женщины наименее жизнеспособны в Австрии и Италии (0,78 и 0,73%).

В цветущих возрастах 20—29 лет и в следующем десятилетнем возрастном периоде страны в отношении смертности по полу можно разбить на две группы: с преобладанием женской и преобладанием мужской смертности. К первой группе относятся: Россия, Украина, Австрия, Италия и Япония, а ко второй — все остальные страны. Различия в ту и другую сторону достигают по временам 1—2%. Максимальна женская смертность в Японии для обоих периодов, на Украине для 30—39 лет, отчасти в Италии. Мужская смертность максимальна у негров, отчасти во Франции, Англии, Индии и США для периода 30—39 лет.

В двух последующих десятилетних периодах (40—49 и 50—59 лет), которыми заканчивается полноценная трудовая жизнь человека, находим еще более ясно выраженные своеобразия в разных странах. После 20-летнего труда в возрастах 20—39 лет жизнеспособность мужского организма начинает все более и более снижаться по сравнению с женским, причем темп падения в некоторых странах явно прогрессирует вместе с возрастом. Исключение составляет одна только Украина, где женщины имеют бóльшую интенсивность смертности, начиная с периода 10—19 лет и до самого конца жизни. Различия в смертности по полу в возрастах 40—49 и 50—59 лет сравнительно невелики в Европейской России, Италии, США и Индии. Они достигают максимального значения в Германии, где доживает больше женщин, чем мужчин, на 4,07 и 6,61%, Англии (3,11 и 5,67%), Франции (3,54 и 5,50%) и в Японии (1,44 и 6,15%). Сверх того сравнительно большую разницу для периода 50—59 лет находим у негров (4,96%) и в Австрии (4,33%).

Чрезвычайно показательными являются числа, характеризующие сравнительную жизнеспособность женщин и мужчин в течение всего сорокалетнего периода трудовой жизни — от 20 до 59 лет. В одной только Украине интенсивность вымирания женщин почти на 5% больше, чем мужчин. В России и Италии наблюдается очень небольшой перевес жизнеспособности женщин (1,63 и 2,24%); максимальную же разницу находим в индустриальных странах Европы: Германии (11,58%), Франции (10,95%) и в Англии (10,83%), а также у негров (9,30%). Любопытно отметить, что США в целом для рабочих возрастов, хотя имеют бóльшую интенсивность смертности для мужчин, но перевес над женским полом даже меньший, чем в Швеции (5,71 и 6,30%).

Что касается старческих возрастов, то в некоторых странах имеет место вполне определенная тенденция к прогрессивному росту сравнительной мужской смертности, для других же наблюдается довольно пестрая картина. К числу стран с закономерным соотношением интенсивности мужской и женской смертности относятся Франция, Англия, Швеция, США, Япония, отчасти негры. В них, начиная с периода 20—29 лет, вместе с увеличением возраста имеет место тенденция к росту интенсивности смертности у мужчин по сравнению с женщинами. Темп такого нарастания, однако, в разных странах различный. Наиболее слабо он выражен в США. Только одна из индустриальных стран Европы (Германия) весьма своеобразна с этой точки зрения. В ней для 30-летнего периода (50—79 лет) находим примерно одну и ту же меру избыточной жизнеспособности женщин по сравнению с мужчинами (6,5—7%). Россия, Австрия, Италия и Индия дают пеструю картину. Смертность на Украине по полу весьма интересна в том отношении, что мужской организм там является в старческих возрастах от 60 лет и выше примерно на 10% более жизнеспособным, чем женский. Этого не находим в других странах, из которых только во всей Европейской России наблюдалось в большей или меньшей степени равенство мер интенсивности смертности, начиная со второго года жизни и до 90 лет. Различия в мерах для мужчин и женщин не превосходят 1—2,5%, в то время как даже для Австрии и Италии налицо большее разнообразие. Из других стран особняком стоит Индия, где во всех приводимых возрастных периодах, кроме двух (10—19 и 80—89 лет), имеет место, как общее правило, небольшое преобладание жизнеспособности женщин. Быть может, следует отметить также США, где во всех возрастах находим меньшую смертность женского пола. Правда, и в других индустриальных странах (Англия, Франция, Германия), хотя и встречается в 2—3 возрастных периодах бóльшая интенсивность смертности

женского пола, чем мужского, различия эти все же чрезвычайно невелики: для Германии и Франции они не превышают 0,1%, а для Англии — даже 0,03%.

Остается охарактеризовать интенсивность женской смертности в разных странах уже не по сравнению ее с мужской, а в отношении тех или иных народностей между собой. Наибольшие различия находим, естественно, на первом году жизни; при этом сравнительная величина их у девочек еще больше, чем у мальчиков: грудных девочек умирало меньше всего в Швеции (только 9,2%), а больше всего в Индии (28,5%). Чрезвычайно много умирало девочек в России (25,9%), а также у негров (21,5%). Вероятность умереть для новорожденных украинок до достижения ими 1 года (19,7%) меньше не только числа для Австрии (21%), но и для Германии (19,9%). Франция, Англия и Япония лишь очень незначительно отличаются по величине смертности грудных детей-девочек (около 14%), а в Соединенных Штатах девочек умирало всего на 2% больше, чем в Швеции.

Если принять за 100 вероятность для новорожденных девочек в Швеции умереть на первом году жизни, получим числа, приведенные в табл. XI. Все они, за исключением величины для Англии (и США), больше, чем соответственные числа для мальчиков, но различия эти, по общему правилу, не достигают сколько-нибудь значительной величины. Только максимальное число для Индии на 47,5% больше числа для мальчиков (309,11 и 261,64%), отчасти велики также различия для Италии, России и Японии. Избыточная смертность девочек на первом году жизни превышает 200% только в Индии (209,11%), свыше 100% составляет она в России (180,81%), у негров (133,25%), в Австрии (127,65%), в Германии (115,73%) и на Украине (113,80%). Очень велика она и в Италии (72,39%), а также в Японии (53,06%), в Англии (52,78%) и во Франции (48,25%). Можно сказать, что для конца XIX и начала XX вв. Швеция по незначительности детской смертности занимает исключительное место среди всех народов.

В результате протекания смертности девочек в детских возрастах до 10 лет дожило: в Швеции—82,5% всех новорожденных, в США—81,4%, во Франции—78,6%, в Англии—76,5%, в Японии—76,2%, в Германии—70,6%, в Италии—69,9%, в Австрии—67,3%, у негров—65,1%, на Украине—63,1%, в России—55,7% и в Индии—51,5%. Приняв вероятность для новорожденной девочки в Швеции умереть до достижения 10 лет за 100, получим сравнительные величины интенсивности смертности их для разных стран. Избыточная смертность в Индии достигает 176,75%, в России — 152,51%, на Украине — 110,59%, у негров — 98,88%. Очень велика она также в Австрии (86,59%), в Италии (71,49%), в Германии (67,33%); довольно значительна она и в Японии (35,41%), в Англии (33,80%) и во Франции (21,89%) и очень мала в Соединенных Штатах (6,08%), куда входят и негры, у которых детская смертность очень высокая [51].

Своеобразно также протекает смертность женщин в рабочих возрастах 20—59 лет. Приняв вероятность для женщины в Швеции, достигшей 20 лет, умереть до достижения 60 лет за 100, получим числа, характеризующие сравнительную величину смертности женщин в зрелых возрастах. Бросается в глаза чрезвычайно большая величина избыточной смертности в Индии (154,65%), отчасти у негров (86,60%). Очень велика она также на Украине (52,98%) — больше, чем по всей

[51] При оценке этих чисел следует принять во внимание приведенные выше соображения о степени точности измерения детской смертности в разных странах.

Европейской России (46,64%), чем в Австрии (40,48%) и в Японии (39,76%). Избыточная смертность значительна также в Англии и в США, где она почти одинакова (26,61 и 26,35%). Свое минимальное значение имеет она в Италии (16,34%), во Франции и в Германии (19,85 и 19,84%). Из этих чисел видно, что сравнительно со Швецией социальные условия более неблагоприятно отражаются на жизнеспособности женщин в рабочих возрастах почти во всех изучаемых странах.

В заключение рассмотрим своеобразие интенсивности смертности всего женского населения в изучаемых странах. Наименьший коэффициент смертности стационарного населения имеет Швеция (0,01865), а наибольший — Индия (0,04290). Ни в одной другой стране он не достигает 3%. Все страны по величине коэффициента распределяются в том же порядке, что и для мужчин, одна только Германия занимает не 6-е, а 7-е место, поменявшись, таким образом, с Италией, где интенсивность вымирания женщин больше. Приняв коэффициент смертности Швеции за 100, получим числа, характеризующие избыточную смертность женского населения в разных странах.

В Индии она еще значительнее для женщин, чем для мужчин (130%), в то время как для России и негров, вообще будучи очень высокой (60,5 и 53%), смертность все же меньше, чем у мужчин. На Украине (45,5 и 42%), а особенно в Италии (24,2 и 19%), избыточная смертность женщин превышает мужскую. Минимальное различие со Швецией имеют США (5,7%), к которым в значительной мере приближается Франция (9,1%). Число для Англии значительно ниже, чем у мужчин (12,2%), в то время как для Японии оно выше (19,6%).

Таблица XIII. Коэффициенты смертности стационарного населения разных стран. Женский пол

Table XIII. Taux de mortalité d'une population stationnaire dans différents pays. Sexe féminin

Страны Pays		Коэффициент смертности стационарного населения Taux de mortalité d'une population stationnaire		Коэффициент смертности для муж. п. в процентах к жен. п. Pourcentage des taux de mortalité du s. masc. par rapport au s. fém.
		Абсолютные числа Nombres absolus	В процентах к Швеции Comparés à la Suède	
a		1	2	3
Россия	Russie d'Europe	0,02993	160,5	106,7
Украина	Ukraine	0,02714	145,6	102,7
Австрия	Autriche	0,02508	134,5	105,6
Германия	Allemagne	0,02274	121,9	108,4
Италия	Italie	0,02316	124,2	100,8
Франция	France	0,02035	109,1	107,4
Англия	Angleterre	0,02093	112,2	108,3
Швеция	Suède	0,01865	100,0	105,3
США	Etats-Unis	0,01972	105,7	105,9
Япония	Japon	0,02230	119,6	102,0
Индия	Inde anglaise	0,04290	230,0	103,2
Негры США	Nègres des Etats-Unis	0,02854	153,0	107,7

Наилучшую характеристику сравнительной интенсивности общей смертности населения по полу дают относительные числа избыточной смертности мужского пола, где за 100 взят коэффициент смертности

стационарного женского населения для каждой страны. Здесь привлекают к себе внимание две крайности. С одной стороны, Италия, где наблюдается совсем незначительная разница в интенсивности общей смертности мужчин и женщин — всего 0,8% в пользу женщин. Другой полюс, с максимальной разницей в пользу женщин, составляет Германия и Англия — страны, где общая смертность превышает 8% (8,4 и 8,3%); отчасти сюда же можно причислить негров и Францию (7,7 и 7,4%). К странам со сравнительно высокой общей женской смертностью принадлежат также Япония (2%), Украина (2,7%) и Индия (3,2%), а к народам низкой женской смертности — вся Европейская Россия (6,7%). Соединенные Штаты, Австрия и Швеция, имея избыточную смертность мужчин 5—6%, занимают среднее место.

Средняя продолжительность предстоящей жизни. Мужской пол

Охарактеризуем среднюю продолжительность жизни в разных странах. Одним лишь абсолютным числом для новорожденного она характеризует все разнообразие интенсивности смертности данного поколения в разных возрастах, а для любого другого возраста — интенсивность ее в последующее время до того момента, когда вымрут все индивидуумы данного поколения. Интенсивность смертности в разных возрастах уже подробно нами рассмотрена, остается дать только добавочную характеристику условий смертности и сравнительной жизнеспособности при помощи средней продолжительности жизни.

Максимальная продолжительность жизни новорожденных мальчиков наблюдается у шведов, минимальная — у индусов. Несмотря на то, что таблицы смертности для Индии относятся ко времени, на 10 лет более позднему, чем для Швеции, величина для этой страны в два с лишним раза меньше числа для первой (50,94 и 22,59 года). Новорожденные мальчики в России имели среднюю продолжительность жизни значительно бо́льшую, чем в Индии (31,32 года). Далее по величине следует Украина (35,88 года), где продолжительность жизни почти на 2 года меньше, чем в Австрии — стране, непосредственно за ней следующей. Больше всего к Швеции приближается число для США, хотя оно все же более чем на 3 года ниже; за ними следует Франция, где продолжительность жизни новорожденного мальчика на 2 года меньше, чем в США (45,74 года), и Англия (44,13 года) со средней продолжительностью жизни лишь на 0,16 года большей, чем в Японии. Число для Германии (40,56 года) сравнительно невелико, а потому она занимает по величине продолжительности жизни новорожденного мальчика среднее (6-е) место.

Нежные детские возрасты отличаются большей смертностью, и потому в течение некоторого времени величина средней продолжительности жизни растет. Младенцы, пережившие первый критический год своей жизни, имеют лучшие перспективы в смысле жизнеспособности, чем новорожденные, а пережившие второй год — лучшие, чем пережившие первый. Максимальная продолжительность жизни в разных странах согласно приведенным нами таблицам смертности падает не на один и тот же год. В большинстве стран наибольшая продолжительность жизни наблюдается у мальчиков трехлетнего возраста (Австрия, Германия, Франция, Англия, Япония, Индия). В Швеции и США максимум приходится даже на двухлетний возраст, в Италии — на четырехлетний, а в России и на Украине — на пятилетний. В странах минимальной детской смертности различия между 2, 3 и 4 годами так невелики, что, может быть, их иногда следует объяснить неодинаковыми способами построения таблиц смертности. В странах же, где имеет место

значительная детская смертность, различия также значительны. Средняя продолжительность жизни мальчика в Индии только в одном случае достигает 35 лет, у негров находим максимум в 45,57 года, у прочих же народов он превышает 50 лет, достигая в Швеции 56,95 года, а в США — 55,31 года.

После вымирания детей в течение десятилетнего возрастного периода наблюдается весьма своеобразная картина, в значительной степени отклоняющаяся от того, что мы видим у новорожденных. Только две страны минимальной и максимальной смертности сохранили свое порядковое место по величине средней продолжительности жизни (Швеция — 12-е, Индия — 1-е), остальные же его переменили. Страны высокой детской смертности — Россия и Украина — подвинулись вперед на два места, причем Украина заняла среднее (6-е место), а вся Европейская Россия — 5-е место. Равным образом с 6-го на 8-е место подвинулась Германия, где смертность мальчиков до 1 года больше, чем на Украине.

Таблица XIV. Средняя продолжительность предстоящей жизни ($\mathring{e}_x$). Мужской пол
Table XIV. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$). Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0	31,32	35,88	37,77	40,56	42,83	45,74	44,13	50,94	47,88	43,97	22,59	32,54
1	43,41	45,69	49,17	51,85	50,67	53,59	52,22	56,25	54,35	51,11	30,72	42,46
2	47,19	48,79	51,52	53,67	53,92	54,43	54,12	56,95	55,31	52,04	32,76	44,99
3	49,06	50,41	52,00	53,89	55,00	54,47	54,26	56,90	55,21	52,41	34,03	45,57
4	50,00	51,14	51,96	53,70	55,08	54,11	53,98	56,62	54,79	52,31	34,73	45,41
5	50,43	51,37	51,62	53,27	54,75	53,57	53,50	56,18	54,22	51,90	35,01	45,06
10	48,67	49,24	48,22	49,66	51,25	49,75	49,63	52,79	50,39	48,23	33,36	41,00
15	44,95	45,58	44,03	45,31	47,08	45,45	45,21	48,66	46,06	44,02	30,32	38,26
20	41,13	41,92	40,08	41,23	43,08	41,53	41,02	44,75	42,03	40,35	27,46	35,11
25	37,53	38,42	36,53	37,38	39,50	39,03	37,01	41,19	38,38	37,02	24,86	32,21
30	33,88	34,80	32,86	33,46	35,67	34,35	33,07	37,50	34,76	33,44	22,44	29,25
35	30,24	31,06	29,15	29,59	31,92	30,71	29,24	33,70	31,19	29,73	20,16	26,16
40	26,64	27,33	25,51	25,89	28,00	27,15	25,64	29,90	27,65	26,03	18,02	23,12
45	23,22	23,84	22,02	22,37	24,42	23,64	22,20	26,14	24,14	22,42	15,97	20,09
50	19,98	20,55	18,64	19,00	20,50	20,26	18,90	22,44	20,70	18,97	13,97	17,34
55	16,95	17,44	15,48	15,81	17,00	16,95	15,79	18,85	17,38	15,73	11,99	14,69
60	14,15	14,56	12,58	12,82	13,58	13,81	12,93	15,44	14,33	12,76	10,00	12,62
65	11,64	12,00	9,92	10,12	10,58	10,96	10,34	12,24	11,50	10,14	8,04	10,38
70	9,72	10,08	7,61	7,76	7,92	8,42	8,05	9,36	9,02	7,89	6,17	8,33
75	8,18	8,65	5,74	5,80	5,92	6,34	6,15	6,88	6,84	6,00	4,47	6,60
80	7,07	7,76	4,39	4,23	4,33	4,87	4,62	4,88	5,11	4,44	3,04	5,12
85	6,35	7,32	3,36	3,05	3,25	3,91	3,45	3,45	3,82	3,19	1,94	4,04
90	5,84	6,90	2,84	2,23	2,50	3,29	2,58	2,42	2,86	2,22	1,23	3,21
95	5,35	6,04	2,65	1,68	2,00	2,66	1,95	1,87	2,13	1,48	—	2,50
100	4,72	4,61	—	1,30	0,50	1,93	1,51	1,63	1,55	0,50	—	1,89

Исключение из этого правила составляет Австрия, которая, несмотря на свою чрезвычайно большую смертность детей до 1 года и даже детей 0—9 лет, все же спустилась с 5-го на 3-е место. Этого и следовало ожидать, так как по интенсивности смертности мужчин рабочих возрастов 20—59 лет Австрия непосредственно следует за Индией

Таблица XV. Порядковое место стран по величине средней продолжительности жизни. Мужской пол

Table XV. Ordre dans lequel sont répartis différents pays selon l'espérance de vie moyenne. Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	a
0	2	4	5	6	7	10	9	12	11	8	1	3	0
5	3	4	5	7	11	9	8	12	10	6	1	2	5
10	5	6	3	8	11	9	7	12	10	4	1	2	10
20	6	9	3	7	11	8	5	12	10	4	1	2	20
30	7	10	3	6	11	8	4	12	9	5	1	2	30
40	6	9	3	5	11	8	4	12	10	7	1	2	40
50	7	10	3	6	9	8	4	12	11	5	1	2	50
60	9	11	2	5	7	8	6	12	10	4	1	3	60
70	11	12	2	3	5	8	6	10	9	4	1	7	70
80	11	12	4	2	3	7	6	8	9	5	1	10	80
90	11	12	7	3	5	10	6	4	8	2	1	9	90

и неграми. На одно место спустились страны низкой смертности детей 0—9 лет — Франция и Соединенные Штаты, а Япония — с 8-го на 4-е место. С другой стороны, чрезвычайно подвинулась вперед Италия — с 7-го на 11-е место, что объясняется ее исключительно небольшой сравнительной интенсивностью смертности в рабочих возрастах 20—59 лет. Негры, у которых смертность грудных детей меньше, чем в России, впоследствии заняли свое место непосредственно за Индией.

Для 20 лет — возраста, который обычно принимают за начало производительного периода жизни человека,—имеем картину, лишь в деталях отличающуюся от того, что имело место у детей до 10 лет, т. е. конца специфической детской смертности. Свое порядковое место по величине средней продолжительности жизни мужчин сохраняет половина стран: Швеция (12-е), Италия (11-е), США (10-е), Япония (4-е), негры (2-е) и Индия (1-е). На одно место снизились Германия и Франция, на два — Англия; страны же очень большой детской смертности— Россия и Украина — повысились: первая — на одно место (с 5-го на 6-е), вторая — на три (с 6-го на 9-е). По абсолютным величинам продолжительности жизни ряд стран (Франция, Германия, Европейская Россия и Англия) лишь незначительно отличается друг от друга (от 41,02 до 41,53 года); она выше на Украине (41,92 года) и почти равняется числу для США (42,03 года). Числа для Японии и Австрии на 1—1,5 года ниже, чем у стран средней порядковой группы. Швеция выделяется своей максимальной продолжительностью жизни (44,75 года), а негры (35,11 года) и особенно Индия (27,46 года) — минимальной.

Можно сказать, что соотношение величин средней продолжительности жизни в течение всей жизни человека в рабочих возрастах остается в разных странах, в общем, тем же. Странами максимальной продолжительности жизни являются: Швеция, которая все время занимает 12-е место, Италия (11-е и 9-е), США (10, 9 и 11-е), Украина (9-е и 10-е) и Франция (8-е). К народам с минимальной продолжительностью жизни у мужчин относятся: Индия (1-е), негры (2-е), Австрия (3-е), Англия (4-е и 5-е); вся Европейская Россия в двух случаях стоит на

6-м месте, а в двух других — на 7-м, так что для этих возрастов ее значение, в общем, больше, чем для Германии, не говоря уже о Японии.

Величина средней продолжительности жизни мужчин на конец периода полной работоспособности (60 лет) еще до известной степени показывает порядок, который не очень отличается от порядка для 50 лет. В возрастах 70, 80 и 90 лет часто наблюдается пестрая картина. Она вряд ли дает вполне точное количественное представление об истинной продолжительности жизни населения в старческих возрастах в разных странах. Так, Украина занимает 12-е, а Россия 11-е место в трех последних возрастах (70, 80 и 90 лет), значительно подвинулись также негры (7, 10 и 9-е), а Швеция занимает уже 10, 8 и 4-е место и т. д. Вследствие отмеченной выше сомнительности этих чисел мы не придаем им большого значения. Приняв максимальную продолжительность жизни мужского пола для наиболее показательных возрастов 0, 10, 20 и 60 лет за 100 (Швеция), получим относительные числа, характеризующие бо́льшую или меньшую степень недохваток в величинах предстоящей жизни для разных стран. Новорожденным мальчикам в Индии в условиях смертности 1901—1910 гг. предстояло прожить лишь 44,35% того, что шведам в условиях 1891—1900 гг. Очень низки также числа для всей Европейской России (61,48%) и негров (63,88%); для Украины, Австрии и Германии эти числа лежат между 70—80% (70,44, 74,15 и 79,62%); числа для Италии, Японии, Англии и Франции находятся в пределах 84—90% по отношению к величине для Швеции, а США отличаются от последней всего на 6,01%.

После десятилетнего вымирания в детских возрастах для десятилетних мальчиков пределы отклонения чисел средней продолжительности жизни в разных странах от таковых же для Швеции становятся менее значительными. Ни одна величина для Европейских стран, равно как и для США и Японии, не отличается от Швеции даже на 9%. Только относительные числа для Индии (63,19%) и негров (79,37%) чрезвычайно низки. Разница в числах не превышает 5% в Италии (2,92%) и США (4,55%). Вторую группу составляют Франция (5,76%), Германия (5,93%) и Англия (5,99%); за ними следуют Украина (6,72%) и Европейская Россия (7,80%); числа для Японии и Австрии не достигают 91,5% шведских.

Таблица XVI. Средняя продолжительность жизни в процентах к величине ее для Швеции. Мужской пол

Table XVI. Pourcentage des valeurs de l'espérance de vie par rapport à celles pour la Suède. Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0	61,48	70,44	74,15	79,62	84,08	89,79	86,63	100,0	93,99	86,32	44,35	63,88
10	92,20	93,28	91,34	94,07	97,08	94,24	94,01	100,0	95,45	91,36	63,19	79,37
20	91,91	93,68	89,56	92,13	96,27	92,80	91,66	100,0	93,92	90,17	61,36	78,46
60	91,65	94,30	81,48	83,03	87,95	89,44	83,74	100,0	92,81	82,64	64,77	81,74

Вымирание мужчин в старческих возрастах в изучаемых нами таблицах смертности довольно своеобразно. Это отражается уже на величинах средней продолжительности жизни 60-летних.

Ближе всего подходит к Швеции Украина (94,30%); кроме нее, только США и Европейская Россия имеют разницу в 7,5—8,5%. Остальные страны отличаются от Швеции на 10—20%, в том числе негры (18,26%). Одна лишь Индия и здесь имеет среднюю продолжительность жизни, равную 64,77% шведской.

Однако числа средней продолжительности жизни слишком суммарны, чтобы ими непосредственно можно было бы пользоваться для более глубокого изучения жизни поколения. Иногда они могут даже ввести исследователя в заблуждение. Из того обстоятельства, что 20-летние мужчины имеют приблизительно одинаковую среднюю продолжительность жизни, отнюдь не следует, что сами поколения равноценны с экономической точки зрения. Допустив даже, что все люди качественно совершенно одинаковы с хозяйственной точки зрения и что 20-летние мужчины по всем таблицам смертности имеют одну и ту же среднюю продолжительность жизни, нельзя все же предположить, что изучаемые поколения являются экономически равноценными. Очень важно также знать, сколько лиц из новорожденных дожило до 20 лет и как распределяется интенсивность вымирания после достижения этого возраста данным поколением. Для оценки того, какую рабочую энергию может развить население при данной величине смертности, служат значения отсроченной временной средней продолжительности жизни новорожденных в рабочих и полурабочих возрастах. Иначе говоря, производят сравнение времени, которое в среднем проживет новорожденный по разным таблицам смертности в полурабочих возрастах 15—19 и 60—69 лет и в рабочих 20—59 лет. Величины эти вычисляются по формуле

$$_{(n)t}\mathring{e}_0 = \frac{l_n}{l_0}\left(\mathring{e}_n - \frac{l_t}{n}\mathring{e}_t\right),$$

где $_{(n)t}\mathring{e}_0$ означает отсроченную временную жизнь новорожденного от возраста n до возраста t;

l_0 — число новорожденных;

l_n и l_t — числа доживающих по таблице смертности до возраста n и t;

$\mathring{e}_n$ и $\mathring{e}_t$ — их средняя продолжительность жизни.

Мы приводим эти величины для 12 сравниваемых стран, а также условные значения для их общей характеристики. Один год жизни в полурабочих возрастах 15—19 и 60—69 лет принимается за полгода жизни в рабочем. Отдельные страны значительно отличаются между собой.

Новорожденные шведы в условиях смертности 1891—1900 гг. прожили бы в рабочих возрастах 30,83 года, в то время как индусы чрезвычайно мало — лишь 12,46 года. Сравнительно короткой производительной жизни можно было бы ожидать и в России (18,72 года), а также у негров (19,28 года). Различия в абсолютных числах продолжительности трудовой жизни даже во Франции, Англии и Швеции довольно значительны (2—3 года), а для Германии разница еще больше— 5,5 года. Приняв отсроченную временную жизнь новорожденного мальчика в Швеции в рабочих возрастах за 100, получим числа, характеризующие сравнительную экономическую ценность разных поколений мужчин в изучаемых странах. Ближе всего подходят к Швеции США, отчасти Франция, где разница не превышает 5—10%. Она достигает 11—18,5% для Англии, Японии, Италии и Германии; для Австрии разница составляет почти 25%, а для Украины она несколько больше — 30%. Максимальные различия наблюдаем для Индии (почти 60%), отчасти для всей Европейской России (39,28%) и негров (37,46%).

Таблица XVII. Отсроченная временная средняя жизнь новорожденного в рабочих и полурабочих возрастах. Мужской пол

Table XVII. Durée de la vie d'une génération en état de travailler. Sexe masculin

Страны Pays		15—19	20—59	60—69	Всего Total	Процент продолжительности трудовой жизни к Pourcentage par rapport à la durée de la vie	
						максимальной продолжительности maximum	продолжительности новорожденных d'un nouveau-né
а		1	2	3	4	5	6
Е. Россия	Russie d'Europe	2,51	16,31	2,30	18,72	60,72	59,77
Украина	Ukraine	2,85	18,66	2,73	21,45	69,58	59,78
Австрия	Autriche	3,11	20,24	2,80	23,20	75,25	61,42
Германия	Allemagne	3,29	21,91	3,11	25,11	81,45	61,01
Италия	Italie	3,38	22,76	3,65	26,28	85,24	61,36
Франция	France	3,71	24,33	3,65	28,01	90,85	61,24
Англия	Angleterre	3,60	23,90	3,31	27,36	88,74	62,09
Швеция	Suède	3,92	26,60	4,53	30,83	100,00	60,52
США	Etats-Unis	3,84	25,36	3,85	29,21	94,75	61,01
Япония	Japon	3,63	23,52	3,32	27,00	87,58	61,41
Индия	Inde anglaise	2,28	10,91	0,81	12,46	40,42	55,18
Негры США	Nègres des Etats-Unis	2,91	16,87	1,90	19,28	62,54	59,25

Небезынтересной представляется также характеристика средней продолжительности жизни новорожденного в рабочих и нерабочих возрастах. Процент продолжительности трудовой жизни ко всей жизни человека колеблется в сравнительно небольших пределах. Мужчины, в общем, живут в производительных возрастах в 1,5 раза больше, чем в непроизводительных. Одна только Индия имеет число, довольно значительно отклоняющееся от этого правила. В ней трудовая жизнь новорожденного мальчика составляет всего 55,16% всей предстоящей ему жизни. У негров до 60% недостает 0,75%, во всей Европейской России и на Украине—0,25%, число для Швеции лишь на 0,75% больше, чем у последних стран. Максимальную величину наблюдаем в Англии (62%) и в Германии (61,91%).

Средняя продолжительность предстоящей жизни. Женский пол

Как установлено было выше, смертность женского пола в разных странах имеет свои особенности, что отражается и на величинах средней продолжительности жизни. Порядок стран по величине продолжительности жизни для новорожденных девочек тот же, что и для мальчиков, только Германия поменялась местами с Италией (с 6-го на 7-е), что объясняется сравнительно высокой женской смертностью в Италии. Для пятилетнего возраста то же место, что и для мальчиков, сохраняет половина стран: Швеция (12-е), Франция (9-е), Япония (6-е), Австрия (5-е), негры (2-е) и Индия (1-е). Поменялись местами вся Европейская Россия и Украина (с 3-го на 4-е), вперед подвинулись Германия и США, особенно же Англия; очень значительно снизилась Италия (с 11-го на 7-е место). То же порядковое место, что и для мальчиков, занимают десятилетние девочки: в Швеции (12-е), Германии (8-е), Японии (4-е), у негров (2-е) и в Индии (1-е). Подвинулась вперед Европейская Россия, особенно же Австрия, Франция и Англия. Очень снизилась Украина (с 6-го на 3-е место) и Италия (с 11-го на 7-е). 20-летние женщины сохранили то же место, что и муж-

чины, в Швеции (12-е), в Соединенных Штатах (10-е), в России (6-е), у негров (2-е) и в Индии (1-е). Поднялись Австрия, Германия и Япония, особенно Франция (с 8-го на 11-е место) и Англия (с 5-го на 9-е); очень значительно снизилась Украина (с 9-го на 3-е) и Италия (с 11-го на 7-е). 60-летние женщины занимают то же порядковое место, что и мужчины, в Швеции (12-е), в Германии (5-е), в Австрии (2-е) и в Индии (1-е). Снизились Европейская Россия (с 9-го на 8-е), Италия (с 7-го на 6-е), особенно же Украина (с 11-го на 3-е). Поднялись Франция, Англия, США, негры, особенно Япония (с 4-го на 9-е место).

Таблица XVIII. Средняя продолжительность предстоящей жизни (e_x), Женский пол
Table XVIII. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$). Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0	33,41	36,85	39,87	43.97	43,17	49,13	47,77	53,63	50,70	44,85	23,31	35,04
1	43,89	44,77	49,31	53,78	50,08	55,84	54,53	58,04	56,10	51,17	31,49	43,54
2	47,39	47,44	51,63	55,59	53,33	56,63	56,34	58,70	56,93	52,06	33,42	45,76
3	49,15	48,83	52,13	55,81	54,42	56,63	56,49	58,63	56,80	52,44	34,58	46,45
4	50,06	49,45	52,09	55,62	54,58	56,28	56,25	58,34	56,36	52,36	35,19	46,35
5	50,48	49,63	51,78	55,22	54,33	55,75	55,79	57,92	55,80	51,97	35,40	46,04
10	48,65	47,36	48,54	51,71	51,00	52,03	51,97	54,61	51,94	48,34	33,74	43,02
15	44,95	43,71	44,56	47,47	47,00	47,90	47,61	50,61	47,60	44,36	30,78	39,79
20	41,22	40,12	40,78	43,37	43,17	44,02	43,44	46,76	43,60	41,06	27,96	36,89
25	37,65	36,63	37,22	39,43	39,67	40,51	39,37	43,05	39,92	38,02	25,40	33,90
30	34,12	33,12	33,70	35,62	36,00	36,93	35,39	39,31	36,30	34,84	22,99	30,76
35	30,60	29,57	30,17	31,87	32,42	33,29	31,52	35,54	32,71	31,54	20,69	27,52
40	27,10	26,12	26,64	28,14	28,67	29,60	27,82	31,75	29,08	28,19	18,49	24,37
45	23,62	22,53	23,05	24,37	24,83	25,86	24,20	27,93	25,44	24,71	16,38	21,36
50	20,22	19,13	19,40	20,58	21,08	22,14	20,64	24,04	21,84	21,11	14,28	18,67
55	17,04	15,92	15,93	16,96	17,33	18,52	17,24	20,25	18,39	17,61	12,20	15,88
60	14,15	13,12	12,77	13,60	13,67	15,08	14,10	16,56	15,21	14,32	10,11	13,60
65	11,69	10,82	10,02	10,62	10,58	11,97	11,27	13,13	12,22	11,35	8,10	11,38
70	9,86	9,25	7,65	8,10	7,83	9,21	8,78	10,08	9,59	8,77	6,22	9,02
75	8,26	8,02	5,86	6,07	5,83	7,00	6,70	7,48	7,34	6,61	4,52	7,00
80	7,09	7,28	4,47	4,48	4,17	5,38	5,05	5,40	5,51	4,85	3,06	6,48
85	6,40	6,92	3,67	3,32	3,17	4,39	3,80	3,82	4,12	3,45	1,93	5,10
90	6,05	6,66	3,08	2,52	2,58	3,84	2,87	2,74	3,04	2,36	1,10	4,01
95	5,66	6,13	2,74	2,00	2,08	3,33	2,23	2,05	2,24	1,55	—	3,15
100	5,05	5,14	—	1,67	0,50	2,59	1,81	1,81	1,61	0,83	—	2,48

Во всех странах средняя продолжительность жизни у новорожденных девочек выше, чем у мальчиков, однако преобладание жизнеспособности женского пола наблюдается у разных народов далеко не в одинаковой мере. Разница минимальна в Италии, где она еле достигает трети года (0,34 года) и исчезает уже со второго года жизни. Незначительна она также в Индии (0,72 года), Японии (0,88 года) и на Украине (0,97 года). Вместе с тем в Индии и на Украине девочки, достигшие 1 года, уже имеют продолжительность жизни меньшую, чем мальчики, а в Японии во всех детских возрастах находим перевес продолжительности жизни у мальчиков. Однако последний очень невелик.

Таблица XIX. Порядковое место стран по величине средней продолжительности жизни. Женский пол

Table XIX. Ordre dans lequele sont répartis différents pays selon l'espérance de vie moyenne. Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	a
0	2	4	5	7	6	10	9	12	11	8	1	3	0
5	4	3	5	8	7	9	10	12	11	6	1	2	5
10	6	3	5	8	7	11	10	12	9	4	1	2	10
20	6	3	4	8	7	11	9	12	10	5	1	2	20
30	5	3	4	8	9	11	7	12	10	6	1	2	30
40	5	3	4	7	9	11	6	12	10	8	1	2	40
50	5	3	4	6	8	11	7	12	10	9	1	2	50
60	8	3	2	4(5)	6	10	7	12	11	9	1	4(5)	60
70	11	8	2	4	3	7	6	12	9	5	1	10	70
80	11	12	3	4	2	7	6	8	9	5	1	10	80
90	11	12	8	3	4	9	6	5	7	2	1	10	90

Таблица XX. Разница в средней продолжительности предстоящей жизни у женщин и мужчин

Table XX. Différence entre les valeurs de l'espérance de vie du sexe féminin comparées à celles du sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	a
0	2,09	0,97	2,10	3,41	0,34	3,39	3,64	2,69	2,82	0,88	0,72	2,50	0
5	0,05	—1,74	0,16	1,95	—0,42	2,18	2,29	1,74	1,58	0,07	0,39	0,98	5
10	—0,02	—1,88	0,32	2,05	—0,25	2,28	2,34	1,82	1,55	0,11	0,38	1,12	10
15	0,00	—1,87	0,53	2,16	—0,08	2,45	2,40	1,95	1,54	0,34	0,46	1,53	15
20	0,09	—1,80	0,70	2,14	0,09	2,49	2,42	2,01	1,57	0,71	0,50	1,78	20
60	0,00	—1,44	0,19	0,78	0,09	1,27	1,17	1,12	0,88	1,56	0,11	0,98	60
в трудовых возрастах													d'âge en état de travailler
	1,22	0,76	1,18	1,92	0,05	1,76	2,05	1,29	1,55	—0,46	0,45	1,38	

Противоположную крайность представляют собой индустриальные европейские страны — Англия, где средняя продолжительность жизни новорожденных девочек больше, чем мальчиков, на 3,64 года, Германия— 3,41 года и Франция — 3,39 года. США и Швеция имеют перевес примерно на 1 год меньший, чем последняя группа стран (2,82 и 2,69 года), Австрия же и Европейская Россия занимают среднее место (2,10 и 2,09 года).

Страны максимальной разницы продолжительности жизни у новорожденных по полу в значительной мере сохраняют ее в пользу жен-

ского пола и в дальнейших наиболее показательных возрастах 5, 10, 15 и 20 лет. Тут мы видим только ту разницу, что она становится меньше, лишь не на много превышая 2 года, не достигает 2,5 года. К Англии, Франции и Германии приближаются по величине своих различий Швеция, США, где она лежит между 1,5 и 2,5 года. В остальных странах наблюдается иногда довольно пестрая картина. Среди них своим своеобразным соотношением продолжительности жизни по полу отличается Украина, где во всех возрастах жизнеспособность мужчин на 1,5—1,9 года больше. Весьма своеобразна также картина для всей Европейской России, где для обоих полов находим, в общем, равные величины средней продолжительности жизни: для двух возрастов (15 и 60 лет) имеет место полное равенство, для 5 и 20 лет преобладание в пользу женского пола, хотя и меньшее, чем на 0,1 года, а для 10 лет—в пользу мужского на 0,02 года. В Италии для 5, 10 и 20 лет находим небольшое преобладание жизнеспособности женщин (0,24—0,42), а для 20 и 60 лет — почти полное равенство продолжительности жизни. В Японии пяти- и десятилетние девочки и мальчики имеют почти одинаковые величины (0,07 и 0,11 года в пользу девочек), после чего разница эта все время растет. Для Индии имеем небольшое (до 0,5 года) преобладание жизнеспособности женского пола, а у негров все время величина продолжительности жизни женщин на 1—1,75 года больше, чем у мужчин.

Приняв продолжительность жизни в Швеции для новорожденных, достигших 0, 10, 20 и 60 лет, за 100, получим величины, характеризующие бо́льшую или меньшую степень уменьшения жизнеспособности в других странах. Максимальные различия, естественно, имеют место у новорожденных, когда число для Индии составляет всего 43,46% величины для Швеции. Значительны также различия продолжительности жизни для всей Европейской России (62,3%), негров (65,34%) и Украины (68,71%); они меньше для Австрии (74,34%), Италии (80,5%), Германии (81,99%) и Японии (83,63%). Только для США, Франции и Англии разница лежит в пределах 6—11%. Десятилетние девочки во Франции, Англии и США имеют среднюю продолжительность жизни примерно на 5% меньшую, чем в Швеции. В Германии разница составляет 5,3%, в Италии — 6,4%; Россия, Австрия и Япония имеют разницу в 11—11,5%, Украина — 13,3% и только у негров (21,2%) и особенно в Индии (38,2%) находим очень значительные различия.

Относительные числа продолжительности жизни для 20-летних ниже, чем для десятилетних. Здесь все различия больше 5%. Минимальны они во Франции, США, в Англии, в Германии и в Италии (6—7,7%), а максимальны у негров (21,1%) и в Индии (40,2%). Европейская Россия (11,85%), Япония (12,2%), Австрия (12,8%) и Украина (14,2%) занимают среднее место. Величины продолжительности жизни для 60 лет, характеризующие условия смертности в старческих возрастах, у большинства стран показывают еще большие различия, чем числа для 20-летних. Разницу меньше 10% находим только в двух странах: в США (8,15%) и во Франции (9%), а 14—20% — в Японии (13,5%), России (14,5%), Англии (14,9%), Германии и у негров (по 17,9%); на Украине она достигает 20,8%, в Австрии доходит до 22,9%, а в Индии даже до 39%.

Средняя продолжительность жизни новорожденной девочки в трудовых возрастах дает для большинства стран не ту картину, какую мы наблюдаем для мужского пола. Максимальную продолжительность жизни находим также в Швеции, причем она на 1,3 года превышает число для мальчиков (32,12 года). Превышение трудовой жизни женщин имеет место во всех странах, кроме одной, но мера его в разных странах

Таблица XXI. Средняя продолжительность жизни в процентах к величине ее для Швеции. Женский пол

Table XXI. Pourcentage des valeurs de l'espérance de vie par rapport à celles pour la Suède. Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Австрия Autriche	Германия Allemagne	Италия Italie	Франция France	Англия Angleterre	Швеция Suède	США Etats-Unis	Япония Japon	Индия Inde anglaise	Негры США Nègres des Etats-Unis
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0	62,30	68,71	74,34	81,99	80,50	91,61	89,07	100,0	94,54	83,63	43,46	65,34
10	89,09	86,72	88,88	94,69	93,39	95,28	95,17	100,0	95,11	88,52	61,78	78,78
20	88,15	85,80	87,21	92,75	92,32	94,14	92,90	100,0	93,24	87,81	59,79	78,89
60	85,45	79,23	77,11	82,13	82,55	91,06	85,14	100,0	91,85	86,47	61,05	82,13

Таблица XXII. Отсроченная временная средняя жизнь новорожденного в рабочих и полурабочих возрастах. Женский пол

Table XXII. Durée de la vie d'une génération en état de travailler. Sexe féminin

Страны Pays		15—19	20—59	60—69	Всего Total	Процент продолжительности трудовой жизни к Pourcentage par rapport à la durée de la vie	
						максимальной продолжительности maximum	продолжительности для новорожденного d'un nouveau-né
a		1	2	3	4	5	6
Е. Россия	Russie d'Europe	2,67	17,36	2,48	19,94	62,08	59,68
Украина	Ukraine	3,02	19,38	2,63	22,21	69,15	60,27
Австрия	Autriche	3,24	21,20	3,12	24,38	75,90	61,15
Германия	Allemagne	3,44	23,48	3,75	27,03	84,15	61,47
Италия	Italie	3,42	22,74	3,76	26,33	81,97	60,99
Франция	France	3,88	25,67	4,32	29,77	92,68	60,59
Англия	Angleterre	3,75	25,55	3,96	29,41	91,56	61,57
Швеция	Suède	4,01	27,60	5,03	32,12	100,00	59,89
США	Etats-Unis	3,98	26,62	4,30	30,76	95,77	60,67
Япония	Japon	3,66	23,26	3,64	26,91	83,78	60,00
Индия	Inde anglaise	2,33	11,30	0,88	12,91	40,19	55,38
Негры США	Nègres des Etats-Unis	3,04	18,04	2,19	20,66	64,32	58,96

различна. Одна только Япония составляет исключение из этого правила: новорожденные девочки там в условиях смертности 1898—1903 гг. прожили бы в среднем 26,91 года, а мальчики — 27 лет. Почти полное равенство продолжительности жизни в рабочих возрастах находим в Италии (26,28 года для мальчиков и 26,33 года для девочек) — другой стране сравнительно высокой смертности. На Украине разница в пользу женщин все же составляет 0,76 года, а в Индии — 0,45 года. В европейских индустриальных странах (в Англии, Германии и Франции) продолжительность жизни женщин выше, чем у мужчин, на 1,75—2 года, в США разница меньше (1,55 года), у негров она еще меньше (1,38 года), как и у шведов (1,29 года), русских (1,22 года) и в Австрии (1,18 года).

Если величину для Швеции принять за 100, то относительные числа продолжительности жизни в рабочих возрастах для женщин индустриальных стран Европы и негров будут на 1,75 — 2,75% больше, чем для мужчин. Для Японии и Италии числа для женщин значительно меньше, чем для мужчин (на 4,95 и 3,27%), а для Украины и Индии лишь немного меньше (на 0,4 и 0,2%). В общем, США по продолжительности своей трудовой жизни отличаются от Швеции немного больше чем на 4% (95,77%), Франция и Англия — на 7,5—8,5%. Числа для Германии, Японии и Италии отличаются от чисел Швеции на 16—18%; в Австрии разница составляет 24,1%, на Украине—30,85%, у негров—35,68%, во всей Европейской России — 37,92%, а в Индии — 59,81%.

Остается охарактеризовать соотношение продолжительности жизни женщин в трудовых и нетрудовых возрастах. Здесь, как и у мужчин, не наблюдаем сколько-нибудь значительных различий в изучаемых странах. Исключение составляет Индия, где трудовая жизнь составляет всего 55,38% всей ее продолжительности, в остальных же странах она примерно в 1,5 раза больше, чем нетрудовая. Как и у мужчин, соотношение наиболее благоприятно в Англии и Германии, но число при этом на 0,5% меньше, чем у мужчин (61,57 и 61,47%).

Нормальная продолжительность жизни в разных странах

Под нормальной продолжительностью жизни (понятием, введенным в статистическую науку В. Лексисом) [52] разумеют тот возраст по таблицам смертности, около которого смертные случаи распределяются так, как будто бы это была типическая величина теории вероятностей. На основании изучения смертности В. Лексис пришел к заключению, что необходимо различать три возрастные группы, условия смертности которых резко отличаются друг от друга. Колонка умерших по таблице смертности показывает для населения различных стран некоторые общие свойства, на основании которых В. Лексис и устанавливает особые виды смертности, а именно: смертные случаи «молодых», «преждевременно» умерших и «нормальные случаи». Максимум смертных случаев падает на первый год от рождения человека. Затем число их быстро убывает, достигая в 12—14 лет своего минимума.

Смертные случаи от 14 до 40 лет В. Лексис рассматривает как «ненормальные», «преждевременные», т. е. не обусловленные естественным предрасположением людей. Взгляд этот подтверждается также тем обстоятельством, что возраст имеет в это время наименьшее влияние на интенсивность смертности, так как смертные случаи распределяются почти равномерно во времени.

Второй максимум смертных случаев падает на возраст между 67 и 80 годами; он-то и обозначает нормальную продолжительность жизни по В. Лексису. На основании разных таблиц смертности он показал, что число смертных случаев для лиц старше нормального возраста хорошо согласуется с теми, которые получаются, если речь идет о типической величине, равной нормальному возрасту. Числа смертных случаев до второго максимума согласуются с теоретическими лишь для 5—8 лет, для возрастов же более молодых они выше последних. По общему правилу, типическая смертность становится заметной уже на пятом десятке, хотя «преждевременная» еще превышает ее. На шестом десятке замечается противоположное — превышает уже нормальная смертность, а в первой половине седьмого десятка можно допустить, что имеет значение одна типическая смертность. С этого возраста, сле-

[52] W. Lexis, Zur Theorie der Massenerscheinungen in den menschlichen Gesellschaft, Freiburg i. B., 1877, стр. 42—64.

довательно, густота вымирания должна распределяться вокруг второго максимума согласно закону случайных ошибок Гаусса.

Приведем аналогию, которая пояснит смысл и значение понятия нормальной продолжительности жизни при изучении смертности. Нормальный возраст для смерти человека уподобляется цели, в которую бросают очень большое количество шаров. Часть их является вполне или отчасти негодными (легкими) и потому падает у ног бросающего или недалеко от него; другие падают, не долетев более или менее значительно до цели, наибольшее же число располагается симметрично около цели, одни перелетев, другие не долетев до нее. Максимум их будет у самой цели, а чем дальше от нее, тем их меньше. Шары первой категории представляют собой смертные случаи «молодых», второй — «преждевременно» умерших, третьей — «нормальные случаи», т. е. такие, которые являются типическими или нормальными в условиях данного времени и места для данного населения. Естественные и социальные условия в своем совокупном воздействии определяют для каждой страны нормальную продолжительность жизни ее граждан.

Для того чтобы прилагать конструкции теории вероятностей к нахождению нормальной продолжительности жизни, нужно было бы, собственно говоря, иметь совершенно точные данные, относящиеся к поколению реальному и притом достаточно большому. В обиходе науки таких таблиц смертности нет, однако и приложение этой идеи к таблицам смертности для фиктивного поколения, которое получается на основании наблюдения над смертностью людей на протяжении большего или меньшего периода времени (от 1 до 10 лет), также приводит к интересным заключениям. Выше нами были отмечены сомнения относительно точности хода вымирания населения в преклонных и старческих возрастах, устанавливаемого таблицами смертности для общего населения. Однако даже при наличии таких сомнений далеко не безынтересным представляется вычисление нормальной продолжительности человеческой жизни в разных странах.

Если имеют дело с полной таблицей смертности, с одногодичными возрастными периодами, вычисления можно производить двояко: на основании смертных случаев за каждый год жизни и за бóльшие промежутки времени. Последний способ лучше, ибо данные о смертности людей в старческих возрастах отличаются меньшей достоверностью, а также вследствие того, что здесь фактическое вымирание больше соответствует теоретическому [53].

Значение нормальной продолжительности жизни находят очень просто — это возраст, на который в конце жизни человека падает максимальное количество смертных случаев. Обозначив это максимальное количество через d_m, находим, что нормальный возраст смерти n приходится на годовой период от m до $m + 1$. В. И. Борткевич отмечает, что значение n с достаточной точностью может быть получено из формулы

$$n = m + \frac{d_m - d_{m-1}}{2d_m - d_{m-1} - d_{m+1}}.$$

Такой способ можно применить при наличии двух условий: 1) таблица смертности должна иметь одногодичные возрастные периоды и 2) близко от d_m не должно быть другого максимума, да и вообще он должен быть ясно выражен. Для более продолжительных периодов

[53] См. L. v. Bortkiewicz, Lebensdauer, статья в «Handwörterbuch der Staatswissenschaften», VI Band, 4. Auflage (1923). В дальнейшем мы придерживаемся изложения В. И. Борткевича

возраста В. И. Борткевич дает другую формулу, представляющую собой обобщение вышеприведенной

$$n = \frac{x'' + x'}{2} + \frac{(x'' - x')\ (c - a)}{2(2b - a - c)}.$$

Под x'' и x' разумеют высший и низший пределы возрастного периода, на который приходится максимум смертных случаев, b — этот максимум, a и c — числа смертных случаев за предшествующий и последующий периоды.

Для того чтобы выяснить, насколько конструкция нормальной продолжительности жизни вообще возможна при изучении смертности населения путем построения таблиц смертности, фактическое распределение смертных случаев по возрасту следует сравнить с теоретическим. Для этого, кроме величины n, надо найти еще две: нормальную группу смертных случаев, т. е. тех, распределение которых соответствует закону случайных ошибок Гаусса ($2l_n$), и величину меры точности h. Эмпирическое значение меры точности можно определить различными способами. В. И. Борткевич полагает, что, по общему правилу, удовлетворительные результаты можно получить, взяв для вычисления значение вероятной продолжительности жизни, предстоящей прожить лицу, достигшему нормального возраста. Такой способ весьма удобен для вычислительных процессов, ибо, пользуясь им, очень легко найти вероятную продолжительность жизни при наличии полной таблицы смертности. Как известно из теории вероятностей, мера точности равна

$$h = \frac{0{,}4769}{V_x},$$

где V_x — вероятная ошибка, т. е. такая, что может быть или не быть, и равняется половине. Под вероятной же продолжительностью жизни понимают разность между возрастом, в котором остается в живых половина ровесников, доживших до возраста x, и этим последним.

Таким образом, эмпирическое значение меры точности получают из равенства

$$h = \frac{0{,}4769}{V_n},$$

где V_n — вероятная продолжительность жизни для лиц, достигших возраста n.

Имея значение n, $2l_n$ и h, нетрудно получить теоретическое распределение смертных случаев вокруг нормальной продолжительности жизни. Математическая формула для данного случая представляется в таком виде

$$F(u) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^u e^{-t^2}\, dt.$$

Значение ее для разных величин $u = hz$ приводится обычно в качестве приложения к курсам теории вероятностей (например, А. А. Маркова); напечатаны они также и в наших «Очерках». Формула эта гласит: если необходимо определить величину a на основании опыта и если при этом имеют дело только со случайными ошибками, то для всякого отдельного определения имеет место вероятность $F(u)$, что полученное значение x лежит в пределах от $a - z$ до $a + z$. Другими словами, $F(u)$ — это вероятность такого отклонения от истинного значения, ко-

торое по своей величине не превзойдет величины z. Зная нормальную продолжительность жизни n и меру точности h, легко найти для каждого значения z величину u, а по ней и $F(u)$, которая в данном случае показывает, как велика вероятность для смертного случая нормальной группы находиться в возрастных пределах $n - z$ и $n + z$.

Поясним ход вычислений на примере определения нормальной продолжительности жизни женщин на Украине. Число новорожденных принято нами за 1000 и вместо однолетних берем пятилетние возрастные группы. Согласно приведенной выше формуле нормальная продолжительность жизни женщин равна

$$n = \frac{65 + 70}{2} + \frac{5(67 - 68)}{2(2 \cdot 77 - 68 - 67)} = 67{,}4 \text{ года.}$$

Число доживающих до 67,4 года по нашим таблицам смертности находится между 233,6 и 217,8. Предположив, что смертные случаи в возрасте 67—68 лет распределяются пропорционально времени, получим, что до 67,4 года доживает

$$l_{67,4} = 233{,}6 - (233{,}6 - 217{,}8) \cdot 0{,}4 = 227{,}3 \text{ женщины.}$$

Раз до нормального возраста смерти дожило 227,3 души, столько же их умерло в последующих возрастах и согласно закону Гаусса столько же до достижения поколением 67,4 года; так что группа нормальных смертных случаев женщин на Украине насчитывала $2l_n = 227{,}3 \cdot 2 = 454{,}6$, или около 455 душ.

Найдем теперь значение меры точности h. Половина совокупности l_n, или 113,65 души, пережила 75 лет и не дожила до 76. Предположив, что смертные случаи распределяются пропорционально времени, находим, что величина вероятной продолжительности жизни для женщин 67,4 года равна

$$V_{67,4} = (75 - 67{,}4) + \frac{120{,}88 - 113{,}65}{120{,}88 - 109{,}08} = 8{,}213,$$

откуда

$$h = \frac{0{,}4769}{8{,}213} = 0{,}0581.$$

Теоретическое распределение смертных случаев по пятилетним возрастным периодам получают следующим образом. Сначала вычисляется число случаев, которые распределяются по обе стороны нормального возраста смерти не далее чем на величину 2,6 года (70—67,4), которая для данного случая и будет z. Переменная $u = hz = 0{,}0581 \cdot 2{,}6 = 0{,}15106$, поэтому $F(u)$, или вероятность, что смертные случаи из нормальной группы попадут на возрасты, отклоняющиеся от 67,4 года не более чем на 2,6 года, будет равна 0,1691. Помножив 0,1691 на $2l_n$, т. е. на 455, получим 76,94 смертного случая, или по 38,47 в каждую сторону.

Таким же образом находят теоретическое число смертных случаев при $z = 2{,}4$ (т. е. для разности 67,4 — 65 лет), которое равно 35,47 года, а потому на пятилетний возрастной период 65—70 лет теоретически приходится 38,47 + 35,47 = 73,94, или, округляя это число, 74 случая из всей нормальной группы (455).

При вычислении теоретического числа смертных случаев для пятилетнего периода 70—74 лет за z следует принять 7,6, т. е. разницу между 75 — 67,4. Найдя число смертных случаев при $z = 7{,}6$, надо отнять потом от них случаи при $z = 2{,}6$ (т. е. 38,47). Подобным же образом находят и остальные величины.

Таблица XXIII. Нормальная продолжительность жизни. Мужской пол
Table XXIII. Durée normale de la vie. Sexe masculin

Страны Pays	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Австрия Autriche 1900—1901		Германия Allemagne 1891—1900		Италия Italie 1899—1902		Франция France 1898—1903		Англия Angleterre 1891—1900		Швеция Suède 1891—1900		США Etats-Unis 1900—1902		Япония Japon 1898—1903		Негры США Nègres des Etats-Unis 1900—1902		Страны Pays
n	69,0		69,6		71,2		71,3		73,4		73,2		70,7		76,9		74,3		70,0		65,0		n
$2l_n$	371		426		377		420		434		427		468		461		448		490		380		$2l_n$
h	0,0562		0,0571		0,0781		0,0745		0,0833		0,0844		0,0695		0,0891		0,0763		0,0680		0,0511		h
Возраст Age	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	Возратс Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	a
55—59	43	39	47	43	56	27	58	31	49	18	58	18	66	40	51	6	60	19	64	46	58	47	55—59
60—64	50	51	56	58	66	52	70	57	67	45	72	45	77	66	64	23	72	43	78	72	52	54	60—64
65—69	58	58	67	67	75	76	81	81	83	80	85	80	86	87	82	58	85	73	89	90	52	54	65—69
70—74	56	56	66	66	79	81	85	87	98	100	96	100	88	89	101	98	91	93	89	90	49	47	70—74
75—79	47	47	56	56	66	65	74	71	91	90	90	88	76	73	111	114	90	90	76	72	41	36	75—79
80—84	33	33	39	40	40	38	48	44	62	58	57	55	51	47	95	90	69	65	50	46	28	25	80—84
85—89	19	19	22	24	16	17	20	21	26	26	23	24	24	24	51	48	37	35	23	23	14	15	85—89
90 и старше	18	19	24	22	5	7	5	10	6	11	7	10	8	14	16	22	15	21	6	14	6	13	90 и старше et plus

Таблица XXIV. Нормальная продолжительность жизни. Женский пол
Table XXIV. Durée normale de la vie. Sexe féminin

Страны Pays	E. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Австрия Autriche 1900—1901		Германия Allemagne 1891—1900		Италия Italie 1899—1902		Франция France 1898—1903		Англия Angleterre 1891—1900		Швеция Suède 1891—1900		США Etats-Unis 1900—1902		Япония Japon 1898—1903		Негры США Nègres des Etats-Unis 1900—1902		Страны Pays
n	68,2		67,4		71,5		72,7		73,6		75,2		73,2		78,0		75,5		73,7		66,7		n
$2l_n$	418		455		413		471		444		460		493		505		480		443		399		$2l_n$
h	0,0533		0,0581		0,0796		0,0782		0,0866		0,0870		0,0734		0,0879		0,0763		0,0754		0,0505		h
Возраст Age	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	a
55—59	46	45	55	55	53	27	51	26	42	16	50	13	60	28	42	5	58	16	49	22	56	46	55—59
60—64	55	57	68	67	70	56	70	55	64	44	67	34	75	55	57	20	69	39	63	40	55	54	60—64
65—69	64	62	77	74	82	83	89	90	84	81	86	72	89	85	79	54	85	71	79	75	59	56	65—69
70—74	59	59	67	68	89	91	100	100	105	106	106	106	98	101	104	98	97	97	90	92	51	52	70—74
75—79	50	49	52	53	72	73	91	90	97	96	107	107	93	92	120	123	99	100	86	86	44	42	75—79
80—84	37	35	33	35	46	43	62	58	63	60	78	75	68	64	109	106	81	77	65	61	31	30	80—84
85—89	21	22	18	19	17	19	27	28	25	26	36	37	36	34	67	63	48	45	34	32	21	19	85—89
90 и старше et plus	19	21	18	17	7	8	8	12	7	10	15	16	14	20	28	34	23	29	11	18	15	19	90 и старше et plus

Таблица XXV. Нормальная продолжительность жизни
Table XXV. Durée normale de la vie

	Индия Inde anglaise 1901—1910			
	Мужской пол Sexe masculin		Женский пол Sexe féminin	
n	37,5		37,5	
$2l_n$	587		606	
h	0,0270		0,0259	
Возраст Age	фактическ. effective	теоретическ. calculée	фактическ. effective	теоретическ. calculée
a	1	2	3	4
15—19	34	33	35	34
20—24	39	38	39	38
25—29	41	42	42	41
30—34	43	44	43	44
35—39	44	45	43	44
40—44	43	44	43	44
45—49	41	42	41	41
50—54	39	38	39	38
55—59	36	33	36	34
60—64	32	28	34	29
65—69	29	23	31	24
70—74	24	18	26	20
75—79	17	14	19	15
80—84	8	10	9	11
85—89	2	7	2	8
90 и старше et plus	0	14	0	17

Как и следовало ожидать, таблицы смертности для некоторых стран дают очень различные величины нормальной продолжительности жизни и числа нормальных смертных случаев. Совершенно особняком стоит Индия со своими чрезвычайно любопытными числами. Среди прочих стран минимальное число нормальных смертных случаев у мужчин имеют вся Европейская Россия (371), Австрия (377) и негры (380). Япония же (490), Англия (468) и Швеция (461) насчитывают максимальное количество смертных случаев, которое все же не доходит до 50% числа всех новорожденных, или, что одно и то же, 50% ежегодного числа смертных случаев у стационарного населения. Прочие страны, в том числе и Украина (426), занимают среднее место. Величины нормальной продолжительности жизни мужчин отнюдь не параллельны этим числам. Так, минимальную продолжительность жизни находим у негров (65 лет); она значительно больше в России (69 лет), на Украине (69,6 года), в Японии (70 лет) и в Англии (70,7 года), а максимальную — в Швеции (76,9 года), США (74,3 года), в Италии и Франции (73,4 и 73,2 года).

Теоретическое и фактическое распределение нормальных смертных случаев вокруг нормальной продолжительности жизни для всех приводимых пятилетних периодов возраста особенно близко в России и на Украине; в прочих же странах для возраста 55—59, часто также 60—

64 лет первые значительно меньше вторых. Это объясняется отчасти тем обстоятельством, что в них имеет место более высокая величина нормальной продолжительности жизни, а потому на эти периоды падает большее число «преждевременных» смертных случаев.

Нормальная продолжительность жизни женщин в большинстве изучаемых стран выше, чем у мужчин. Исключение составляет Россия и особенно Украина, где разница в пользу мужчин доходит до 2,2 года. В Италии и Австрии находим очень незначительное преобладание в пользу женщин (0,2 и 0,3 года), а в Индии наблюдаем полное равенство величин нормальной продолжительности жизни у обоих полов. Числа для женщин значительно выше, чем для мужчин, в Японии (на 3,7 года), у негров (на 2,7 года), в Англии и Франции (на 2,5 и 2 года). Число нормальных смертных случаев по таблицам смертности значительно больше для женщин, чем для мужчин. Только у негров оно не достигает 400 (399), в прочих же случаях оно лежит между 400 и 500, в Швеции же нормально вымирает более половины всех новорожденных девочек (50,5%). И здесь теоретические и фактические числа для всех приводимых возрастных периодов очень близки и в России и на Украине, в прочих же странах, по общему правилу, для периодов 55—59 и 60—64 лет они значительно расходятся, ибо, кроме нормальных случаев, здесь имеют место случаи иного порядка.

Нормальная продолжительность жизни мужчин и женщин в Индии, исчисленная на основании смертности за 1901—1910 гг., равна всего 37,5 года. Число нормальных смертных случаев здесь огромно: оно составляет 58,7% новорожденных у мужского и 60,6% у женского пола. В противоположность всем прочим изучаемым странам почти полное совпадение числа теоретических и фактических смертных случаев здесь начинается уже с возрастов 15—19 лет. Для обоих полов числа эти очень близки для четырех пятилетних периодов, выше и ниже возрастной группы 35—39 лет, на которую падает нормальная продолжительность жизни. В возрастах старше 60 лет наблюдаем уже довольно большие различия между фактическим и теоретическим распределением смертных случаев, что опять-таки характерно только для Индии. Не зная методов вычисления ее таблиц смертности, нельзя судить о причинах этого любопытного явления.

ГЛАВА II

МЕТОДЫ ПОСТРОЕНИЯ СУММАРНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ

Общие замечания

Измерение только общей смертности населения при помощи построения таблиц смертности давно уже не удовлетворяет полностью научным требованиям. Население какой-либо страны настолько разнообразно по своему составу, что общие меры смертности являются средними, порой полученными из очень расходящихся между собой величин. Социальное положение, профессия, место жительства (город и деревня), национальность, семейное состояние и некоторые другие признаки оказывают значительное влияние на интенсивность вымирания народонаселения. Задачей будущей статистики является поэтому систематическое изучение влияния наиболее важных с демографической точки зрения внешних признаков человека на жизнеспособность народонаселения, устанавливаемого при помощи построения соответственных таблиц смертности. Так, 50 губерний Европейской России, для которых С. А. Новосельский вычислил таблицы смертности, как и 9 губерний Украины, для которых нами сконструированы таблицы, имеют очень значительное и разнообразное население. Старые русские статистические материалы позволяют сколько-нибудь детально изучить смертность населения только в связи с местом жительства (отдельные губернии, уезды и большие города).

Построение полной таблицы смертности требует очень большого труда. Конструировать ее бывает весьма затруднительно для отдельных лиц, в распоряжении которых не находится технический персонал, опытный в вычислениях, связанных с актуарным делом. С другой стороны, можно с известным правом отделить задачу теоретического изучения смертности и построения таблиц для целей страхования жизни. В последнем случае таблица смертности должна быть так выравнена, чтобы смертность протекала совершенно закономерно и, во всяком случае, чтобы не могло быть такого положения, что премия для лица в старшем возрасте была меньше, чем в младшем. Всякого рода шероховатости и скачки в мерах смертности рассматриваются страховой техникой как недостатки таблицы смертности. На совершенно другой точке зрения должна стоять демографическая теория. Если бы данные были совершенно точны и при этом открылось, что течение смертности в связи с возрастом незакономерно, это было бы тоже большим научным открытием. Оно бы устанавливало для некоторых возрастов наличие особо благоприятствующих или неблагоприятствующих причин, понижающих или повышающих смертность в соответствующих возрастах. Стремление исследователя сгладить шероховатости и представить смертность в виде закономерной кривой следовало бы назвать в таком случае ненаучным. К сожалению, мы отнюдь не находимся в таких благоприятных условиях, когда для всякой незакономерности, всякого скачка в мерах смертности следовало бы предполагать особые причины в

условиях жизнеспособности лиц данного возраста. Наши сведения, в частности для России, далеко не отличаются безукоризненной правильностью, и потому нельзя по временам обойтись без интерполирования, которое, в случае удачного выбора методов выравнивания, дает результаты, более приближающиеся к действительности, чем непосредственные данные. К этому следует прибавить, что для небольших местностей и числа небольшие, что также может служить источником некоторой шероховатости в мерах смертности для последовательных возрастов.

Русский статистический материал представляет особые трудности при выборе методов построения таблиц смертности. Для средних и в особенности старших возрастов замечается значительное накопление числа лиц в возрастах, оканчивающихся 0 и 5. Наши статистические сведения представляют для исследователя затруднения с двух точек зрения. С одной стороны, на нулях замечаются бо́льшие накопления, чем на пятерках, а с другой — данные о смертных случаях хотя и отличаются тем же качеством, что и перепись, но не в такой мере. При нахождении методов интерполирования, наиболее пригодных для выравнивания русских статистических данных, некоторые исследователи как раз и выбирали такие приемы интерполирования, которые принимали бы во внимание неодинаковое накопление на 0 и 5[54]. Затруднения исследователя становятся еще бо́льшими, когда вместо значительного населения предметом его изучения является одна губерния или, скажем, средний по величине город, вроде Киева. Задачей нашей является изучение смертности по районам, а также в связи с разными иными признаками, и потому необходимым представляется построить значительное число таблиц смертности. Приняв во внимание неудовлетворительное качество материалов переписи 1897 г. и данных о движении населения Центрального Статистического Комитета, мы решили применять упрощенные методы построения таблиц смертности, без всякого интерполирования первичных статистических данных.

История суммарных таблиц смертности

Один из корифеев статистической науки середины прошлого века, основоположник английской официальной статистики доктор Вильям Фарр ясно сознавал, что единственным научным способом изучения смертности населения есть построение таблиц смертности. Однако огромная счетная работа по вычислению полных таблиц заставила его подумать над изобретением методов изучения смертности отдельных местностей. Уже в своем пятом отчете Генерального регистратора для Англии и Уэльса он описывает короткий метод, при помощи которого вычислил таблицы смертности для некоторых графств[55]. До 5 лет вычисления производятся так же, как и для полной таблицы смертности, после же он вычислял вероятности дожить, числа доживающих и среднюю продолжительность предстоящей жизни по пятилетиям, без всякого выравнивания.

---

[54] В. И. Борткевич, Смертность и долговечность мужского православного населения Европейской России, Приложение к XIII тому «Записок Академии наук», Спб., 1890, стр. 64—74. Из советских авторов такими же соображениями руководствовался известный русский ученый профессор Б. С. Ястремский при выработке нового метода интерполирования, специально пригодного для русских данных. См. его статью «Можно ли пользоваться непосредственными данными переписей о возрастном составе населения», «Вестник статистики» № 5—8, 1920, стр. 7—15.

[55] W. Farr, Vital Statistics, London, 1885, стр. 465—467. Вопрос о методах построения суммарных таблиц смертности более подробно разработан в приложении к 35 «Ежегодному Отчету Генерального регистратора». Любопытно отметить, что А. Ньюсхолм, как до него Т. Э. Хэйуорд в указанной ниже статье, ссылаются только на более позднюю работу В. Фарра, хотя обоим им как будто должна быть известна и первая — по извлечениям, напечатанным в «Статистике населения» В. Фарра.

нивания. В первую очередь для каждой пятилетней возрастной группы найдены были средние годовые вероятности дожить p_x. Как известно, вероятность

$$p_x = \frac{1 - {}^1/_2 m_x}{1 + {}^1/_2 m_x},$$

где m_x — коэффициент смертности для возраста x. Если вторую половину равенства помножить на число населения (вторую совокупность живущих или современников), получим выражение, которое непосредственно подходит для вычисления вероятностей p_x

$$p_x = \frac{\text{Население} - {}^1/_2 \text{ смертных случаев (годовых)}}{\text{Население} + {}^1/_2 \text{ смертных случаев (годовых)}}.$$

Для получения чисел доживающих до 10 лет числа доживших до 5 лет, или l_5, множат на среднюю годовую вероятность дожить в пятой степени, или $p^5_{5/10}$; полученную величину l_{10} множат на $p^5_{10/15}$ и т. д.

Имея колонны доживающих l_x и вероятности дожить p_x, В. Фарр обычным путем вычислил далее колонну прожитого времени. Начав со старших возрастов, он последовательно складывал числа доживающих до каждого предела пятилетних возрастных периодов. Предположив далее, что смертные случаи распределяются равномерно в пределах каждого периода, он половину совокупности доживающих l_x отнимал от суммы чисел доживающих от предельного возраста ω до x и получал, таким образом, число пятилетних периодов, которое проживут в дальнейшем лица из совокупности l_x. Помножив последнюю величину на длину периода (5) и разделив полученное произведение на l_x, нетрудно найти среднюю продолжительность предстоящей жизни для лица в возрасте x. Так вычислены были колонны прожитого времени и средней продолжительности жизни в пятом «Отчете» для всех возрастов, за исключением первых 5 лет жизни. В качестве времени, прожитого новорожденными до исполнения им 5 лет, В. Фарр брал $^5/_6$ суммы шести чисел доживающих (0, 1, 2, 3, 4 и 5 лет). Сложив полученное число с тем, которое установлено было для пятилетнего возраста, В. Фарр находил, сколько лет в среднем прожило поколение новорожденных, а разделив его на число их, он получил среднюю продолжительность жизни новорожденного.

На основании тщательного изучения полных таблиц смертности и вычисленных путем обращения к короткому методу В. Фарр установил, что числа доживающих до пятилетних возрастных периодов, за исключением первого, выведенные при помощи последнего метода, можно рассматривать как приблизительно правильные. Средняя продолжительность предстоящей жизни слегка преувеличена вследствие предположения, что доживающие до возрастов 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12 и т. д. — числа, расположенные в убывающей прогрессии, т. е., другими словами, что смертные случаи распределяются в пределах каждого возрастного периода пропорционально времени. Ошибка не превосходит одной десятой части года для возрастных периодов от 5 до 60 лет. При рождении и после 70 лет она не превышает половины года, эта величина может быть отнята как поправка. Вычислив значения доживающих до всякого года жизни, начиная со старших возрастов до 5 лет, получат достаточно близкое приближение для средней продолжительности жизни новорожденного.

В. Фарр в той же работе указывает, что таблицу смертности можно построить еще более коротким способом — путем вычисления соответ-

ственных значений для каждого десятилетнего периода возраста. При нахождении значений колонны доживающих пользуются в таком случае множителем p_x^{10}. При таком методе преувеличения значений средней продолжительности предстоящей жизни будут еще больше, чем в первом случае. Сравнивая величины полной таблицы смертности для Англии и вычисленной для десятилетних периодов, В. Фарр нашел, что разница весьма невелика для возрастов 10—50 лет, для новорожденных же она несколько меньше года (0,89).

Как видно из пробных вычислений В. Фарра, значения колонны доживающих l_x, вычисленные коротким методом для пяти- и даже десятилетних возрастных периодов, достаточно близко подходят к соответственным величинам полной таблицы смертности для Англии, что нельзя сказать о средней продолжительности предстоящей жизни.

Дальнейший шаг вперед в смысле нахождения способов большего приближения значений ее, найденных тем и другим способом, сделан был Т. Э. Хэйуордом. У В. Фарра в пятом «Отчете» находим, правда, мельком брошенное замечание о том, что если при вычислениях брать значения доживающих до каждого года возраста, то для средней продолжительности жизни новорожденного получат достаточно близкое приближение. Из этого замечания следует, что он пробовал и такой способ вычисления средней продолжительности жизни, но считал все же возможным обойтись и без него, не желая усложнять расчеты. Работы Т. Э. Хэйуорда и представляют попытку найти средний путь вычисления продолжительности жизни по первому и второму методу В. Фарра [56].

Он поставил себе задачей экспериментальным путем найти такие способы вычисления средней продолжительности жизни, которые давали бы для суммарных таблиц смертности результаты, наиболее приближающиеся к полным таблицам.

Т. Э. Хэйуорд рекомендует следующие правила. Он находит сперва обычным путем числа доживающих до 5 лет и вычисляет далее p_x и числа доживающих до 10, 15 и далее по десятилетиям до 95 лет, последнюю же величину p_x интерполирует на основании четырех предшествующих значений. Подобно В. Фарру, при нахождении значений l_x он рассматривает вероятность дожить p_x как неизменную в пределах возрастного периода от x до $x+5$ или $x+10$ лет и потому берет ее в пятой или десятой степени. Вычисления колонны прожитого времени и средней продолжительности жизни Т. Э. Хэйуорд производит особым образом — после предварительного нахождения чисел доживающих до некоторых возрастов.

Профессор Берлинского университета К. М. Баллод с большим успехом применил иной способ нахождения значений колонны доживающих l_x в ряде работ, применив формулу Фарра — Бертильона [57]. Вопрос

---

[56] T. E. H a y w a r d (Хэйуорд), On Local Life—Tables, «Public Health», vol. X, № 10, July 1898. Более подробное изложение находим в его докладе «On Life—Tables, their Construction and Practical Application», «Journal of the Royal Statistical Society», vol. LXII, стр. 470—480, London, 1899. А. Ньюсхолм (Newsholme) при изложении методов построения суммарных таблиц смертности Т. Э. Хэйуорда преувеличивает его заслуги, так как ему, очевидно, неизвестно было то обстоятельство, что уже В. Фарр знал о более точных вычислениях средней продолжительности жизни, так что только практическое введение их в науку составляет заслугу Т. Э. Хэйуорда. См. «The Elements of Vital Statistics», 3 ed., London, 1899, стр. 282.

[57] «Смертность, возрастной состав и долговечность православного народонаселения обоего пола в России за 1851—1890 годы», «Записки Российской Академии наук», VIII серия по Историко-филологическому отделению, т. I, № 5, Спб., 1897; «Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländichen Bevölkerung», Leipzig, 1897; «Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land», Leipzig, 1899.

о методах построения суммарных таблиц смертности нашел интересные дополнения в работе доктора Э. К. Сноу, который вычислил ряд таблиц смертности для Англии[58] на основании переписи 1911 г. и смертных случаев за 1910—1911 гг.

Наибольшие затруднения в теоретическом отношении представляют методы вычисления детской смертности. Теоретически точное разрешение вопроса о смертности детей вряд ли достижимо вообще. Для этого при построении таблиц смертности следовало бы исходить даже не из числа живо- и мертворожденных, а из числа зачатий. Задачей изучения было бы проследить судьбу, скажем, 100 000 зачатий и постепенное вымирание в первую очередь детей до их рождения вследствие причин двоякого рода: умышленного уничтожения зародыша и его смерти от естественных причин. Однако, не говоря даже о смертях зародышей в течение первых месяцев беременности, статистика мертворожденных представляет собой, пожалуй, самое слабое место демографической статистики. Недостатки ее особенно чувствуются в отношении сельского населения, где регистрация мертворожденных, несомненно, поставлена значительно хуже, чем в городах. Статистика разных стран показывает весьма значительные различия в этом отношении, что объясняется, на наш взгляд, разными причинами, среди которых дефекты регистрации, неодинаковое понимание мертворожденного и т. п. играют главную роль.

Но и показания возраста живых малолетних детей во время переписи являются в большей или меньшей мере дефектными. Вопрос о неправильных показаниях возраста малолетних детей во время ценза в Великобритании послужил предметом более точного исследования. Д. К. Данлоп[59] сравнил результаты ценза 1911 г. и текущих записей в двух местностях Шотландии, из которых одна — преимущественно городская, а другая — более чем на половину сельская. Всех детей до 5 лет из данных ценза поименно перенесено было на карточки, равно как и из книг для новорожденных и смертных случаев за соответственное время, после чего карточки расположены были по алфавиту. При сравнительном рассмотрении обоих видов карточек часть их отпала, как карточки эмигрантов или иммигрантов или просто как дефектные или сомнительные.

Очевидная ошибка в показаниях возраста детей во время переписи для сколько-нибудь значительных населений состоит в том, что всегда детей 0—1 года непропорционально больше, чем детей 1—2 лет. На основании своего сравнительного изучения Д. К. Данлоп пришел к следующим заключениям:

1) Есть значительная доля неправильных показаний возраста детей. Из 11 980 детей возраст 898, или 7,5%, во время ценза зарегистрирован был неправильно.

2) Ошибки чаще делаются в сторону увеличения возраста. Из 898 случаев неправильных показаний их было 789. Ошибка, по общему правилу, не превышает 1 года (больше года было в 47 случаях). В 770 случаях показано было старше на 1 год, в 81 — моложе на 1 год, в 19 преувеличено, а в 28 преуменьшено больше чем на 1 год.

3) Ошибки при преуменьшениях чаще встречаются на первых месяцах исследуемого возраста, а при преувеличениях — на последних.

---

[58] E. C. Snow, An Elementary Rapid Method of Constructing an Abridged Life — Table. Supplement to the 75 Annual Report of the Registrar-General, part II, Abridged Life—Tables, London, 1920.

[59] J. C. Dunlop, Note as to Error of Statement of Ages of Young Children in a Census, «Journal of the Royal Statistical Society», vol. LXXIX (1916), part 3, стр. 309—317.

4) Если принять во внимание некоторую взаимную компенсацию в ошибках показаний возраста детей, получим такие результаты: а) число детей до 1 года преуменьшено по цензу на 4,82%; б) число детей 1—2 лет тоже преуменьшено, но на 2,94%; в) дети 2—3 лет преувеличены на 0,70%; г) дети 3—4 лет преувеличены на 2,70% и д) дети 4—5 лет — на 8,65%.

Так обстоит дело в одной из наиболее культурных стран мира, к тому же привыкшей к статистическим операциям. Несомненно, что у нас ошибки в показаниях возраста наблюдались в еще большей мере. Наши текущие записи также страдали по временам существенными дефектами, напомним хотя бы о явных пропусках в регистрации новорожденных девочек у иудеев. Эти причины побуждают избрать такой метод вычисления детской смертности, который связывает воедино данные переписи и текущих записей.

Наш метод построения суммарных таблиц смертности

Неправильно было бы думать, что существуют методы построения суммарных таблиц смертности, одинаково пригодные для статистических материалов всех стран и для всякого времени. Выбор их зависит от конкретных особенностей статистических данных, с которыми имеют дело. Нами предпринята была очень большая работа по производству пробных вычислений для нахождения приемов, наиболее соответствующих особенностям старых русских материалов. В первую очередь обнаружилась нецелесообразность вычисления таблиц для пятилетних возрастных периодов, произведенного без интерполирования первичных данных. Меры смертности получаются совершенно неправдоподобные вследствие большего накопления чисел живущих по переписи в возрастах, оканчивающихся на 0, чем на 5. Вторая половина человеческой жизни для пятилетних периодов, куда входят годы 100, 90, 80, 70 и т. д., имеет меры смертности меньшие, чем непосредственно предшествующие им группы более молодых возрастов: 95—99, 85—89, 75—79 и т. д. лет. В качестве критерия для оценки разных методов вычисления мы выбрали полные таблицы смертности для Европейской России и для Украины, предположив, что порядок вымирания в них более или менее соответствует действительному. Произведя ряд пробных вычислений, мы остановились на следующем способе построения.

Порядок смертности детей до 5 лет находят так же, как и для полной таблицы смертности,— по способу, принятому в Англии[60], т. е. на основании чисел новорожденных за пять предшествующих лет, умерших и данных переписи. Вычислим в качестве примера порядок вымирания поколения мальчиков Киева.

1) За поколение родившихся, из которого вышли умершие 0 — 1 года в 1896 и 1897 гг., принято число родившихся с 1 июля 1895 г. до 1 июля 1897 г.

2) За число переживших первый год жизни, из которых вышли умершие от 1 до 2 лет в 1896 и 1897 гг., принято число родившихся с 1 июля 1894 г. до 1 июля 1896 г., за вычетом умерших 0—1 года в 1895 и 1896 гг.

3) За число переживших второй год жизни, из которых вышли умершие 2—3 лет в 1896 и 1897 гг., принято число родившихся с 1 июля 1893 г. до 1 июля 1895 г., за вычетом умерших 0—1 года в 1894 и 1895 гг. и 1—2 лет — в 1895 и 1896 гг.

4) За число переживших третий год жизни, из которых вышли умершие 3—4 лет в 1896 и 1897 гг., принято число родившихся с 1 ию-

[60] См. A. Newsholme, The Elements of Vital Statistics, 3 ed., London, 1899, стр. 269 и след.

ля 1892 г. до 1 июля 1894 г., за вычетом умерших 0 — 1 года в 1893 и 1894 гг., 1—2 лет — в 1894 и 1895 гг. и 2—3 лет — в 1895 и 1896 гг.

5) За число переживших четвертый год жизни, из которых вышли умершие 4—5 лет в 1896 и 1897 гг., принято число родившихся с 1 июля 1891 г. до 1 июля 1893 г., за вычетом умерших 0 — 1 года в 1892 и 1893 гг., 1—2 лет — в 1893 и 1894 гг., 2—3 лет — в 1894 и 1895 гг. и 3—4 лет — в 1895 и 1896 гг.

Числа рождений и смертных случаев в Киеве. Мужской пол

Годы	Число новорожденных		Число смертных случаев в возрасте от			
	за I полугодие	за II полугодие	0—1 года	1—2 лет	2—3 лет	3—4 лет
1891		1 918				
1892	1 949	1 911	1 097			
1893	1 987	2 057	1 091	224		
1894	2 068	2 063	1 030	199	95	
1895	2 206	2 186	1 116	140	59	36
1896	2 206	2 080	1 291	205	97	44
1897	2 198					

Произведя указанные подсчеты, найдем следующие величины: 8670, 6254, 5903, 5407 и 4920. Разделив каждую из них на два, получим числа, которые можно принять за так называемые первые главные совокупности живущих (точных ровесников), из которых вышли средние годовые числа умерших в соответствующих возрастах в 1896 и 1897 гг. Так, 4335 означает совокупность новорожденных, из которых умерло за год в среднем 1207 мальчиков, 3127 — доживших до 1 года и т. д. при условии полного отсутствия миграции детского населения. Обозначим эти числа через a, b, c, d и e, а их сумму (15 577) — через N. Число современников, или вторые главные совокупности живущих по переписи 1897 г. в возрастах 0—4 лет, должно соответствовать числу N после полугодовой смертности детей и тех изменений, которые внесла миграция. Обозначим его через C (10 914). В течение I полугодия жизни человека детей умирает значительно больше, чем во втором, для остальных же детских возрастов без большой погрешности можно принять, что смертные случаи распределяются равномерно в течение года. Обозначим через T сумму следующих чисел: C — среднего числа умерших в возрастах до 6 месяцев за 1896 и 1897 гг. [61] и полусуммы средних годовых чисел умерших в 1896 и 1897 гг. в возрастах 1—2, 2—3, 3—4 и 4—5 лет.

---

[61] У С. А. Новосельского в работе «Смертность и продолжительность жизни в России» (1916), где имеется подробное описание методов построения вычисленных им таблиц смертности, не находим указания, за какие годы берутся данные для получения средних, необходимых для вычисления величины T. Мы реконструировали ход его вычислений и нашли, что он брал средние за разные годы, что сделано и нами при построении таблиц смертности для Украины. У А. Ньюсхолма, откуда С. А. Новосельский, по-видимому, почерпнул свое знакомство с английскими методами вычисления вероятностей дожить в течение первых 5 лет жизни, равным образом не находим таких указаний. Однако у него на стр. 271 имеется замечание, что описание метода вычисления сделано на основании указаний доктора Т. Э. Хэйуорда. В «Journal of the Royal Statistical Society» (Vol. XII, Part III, 30-th September 1899), вышедшем, по-видимому, несколько позже третьего

В нашем случае

$$T = 10\,914 + 903 + 88{,}5 + 1{,}25 + 23{,}25 + 15{,}75 = 11985{,}75.$$

Довольно значительную разницу между числами T и N при сделанных допущениях следует отнести за счет вывоза детей из Киева. Чтобы получить приблизительные значения первых совокупностей живущих (ровесников 0, 1, 2, 3 и 4 лет), из которых вышли смертные случаи в 1896 и 1897 гг., величины a, b, c, d, e надо помножить на дробь

$$\frac{T}{N} = \frac{11985{,}75}{15\,577} = 0{,}76945.$$

Так как мы берем смертные случаи за два года, для нахождения вероятностей умереть полученные числа надо увеличить вдвое или вдвое же уменьшить числа умерших в 1896 и 1897 гг. Таким образом получим, что вероятности умереть на 1, 2, 3, 4 и 5-м году жизни для мальчика будут соответственно равны

$$q_0 = \frac{2414}{6671} = 0{,}36186; \quad q_1 = \frac{354}{4812} = 0{,}07356; \quad q_2 = \frac{165}{4542} = 0{,}03633;$$

$$q_3 = \frac{93}{4160} = 0{,}02236; \quad q_4 = \frac{63}{3786} = 0{,}01664.$$

Для того чтобы сделать наш способ вычисления суммарных таблиц смертности наглядным, будем и впредь пользоваться примерами из таблицы смертности для мужского пола Киева, для чего приведем соответствующие статистические данные. Следует относительно их заметить, что лиц неизвестного возраста мы распределили по возрастным периодам пропорционально известным и что число умерших старше 80 лет, которое приводится Центральным Статистическим Комитетом общим итогом, распределено нами между соответствующими возрастными группами пропорционально числам по Петербургу, данные о которых приводились городским статистическим бюро.

Возраст	Число лиц мужского пола по переписи 1897 г.	Число умерших в 1896 и 1897 гг.	Возраст	Число лиц мужского пола по переписи 1897 г.	Число умерших в 1896 и 1897 гг.
0—4 лет	10 914	3 089	45—54 лет	10 049	556
5—9 »	9 199	157	55—64 »	5 432	571
10—14 »	10 089	103	65—74 »	2 534	335
15—24 »	44 705	495	75—84 »	725	243
25—34 »	25 994	534	85—94 »	102	73
35—44 »	15 365	569	старше 95 »	15	7

Следующим этапом работы является вычисление коэффициентов смертности для старших возрастных групп. Так, коэффициент смертности для мальчиков в возрастах от 4 до 9 лет будет равен

$$m_{5/10} = \frac{157}{9199 \cdot 2} = 0{,}00853; \quad m_{10/15} = \frac{103}{10089 \cdot 2} = 0{,}00510 \text{ и т. д.}^{62}$$

издания «Статистики населения» А. Ньюсхолма, находим статью последнего «On Life—Tables — their Construction and Practical Application», где на стр. 453 имеется прямое указание на то, что смертные случаи берутся за время наблюдения (1881—1890 гг.). Разница при пользовании тем и другим методом несущественна, ибо различия в числе смертных случаев за смежные годы невелики, при вычислениях же в данном случае речь идет об относительных числах, на величине которых это обстоятельство, по общему правилу, почти не отражается.

[62] Мы брали десятилетние периоды, начиная с 15 лет. С точки зрения дальнейшей научной разработки лучше брать пятилетние — до 35 лет.

Далее находится колонна значений доживающих l_x. Приняв число новорожденных детей за 100 000 и имея вероятности умереть на 1, 2, 3, 4 и 5-м году жизни, нетрудно получить числа доживающих до 1, 2, 3, 4 и 5 лет. Вероятность дожить до 1 года равна: $1 - 0{,}36186 = 0{,}63814$, а потому из 100 000 новорожденных до 1 года дожило 63 814 мальчиков. Вероятность для мальчика, пережившего 1 год, дожить до 2 лет равна: $1 - 0{,}07356 = 0{,}92644$, а число доживающих по таблице смертности равно: $63\,814 \cdot 0{,}92644 = 59\,119$ и т. д. до 5 лет. Дальнейшие вычисления можно сделать двояко: на основании первичных материалов переписи и смертных случаев и на основании средних коэффициентов смертности для соответствующих возрастных периодов. Так как подобные исчисления вообще следует тщательно проверять, мы и вычисляли значения доживающих обоими способами.

Найдем, сколько лиц доживало в Киеве до 10 лет из 54 770 мальчиков, которым исполнилось полных 5 лет. Имея коэффициент смертности $m_{5/10}$, на основании формулы Фарра — Бертильона легко найти соответствующую вероятность дожить $p_{5/10}$. Она равна

$$\frac{2 - 5\,m_{5/10}}{2 + 5\,m_{5/10}},$$

т. е. в нашем случае

$$p_{5/10} = \frac{2 - 5 \cdot 0{,}00853}{2 + 5 \cdot 0{,}00853} = 0{,}95824.$$

На основании первичных данных имеем

$$p_{5/10} = \frac{2 - 5 \cdot \dfrac{157}{9199 \cdot 2}}{2 + 5 \cdot \dfrac{157}{9199 \cdot 2}} = 0{,}95822.$$

Получается незначительное расхождение на 0,00002, которое возникло вследствие округлений при вычислениях коэффициента смертности $m_{5/10}$. Число доживающих до 10 лет, или l_{10}, равно числу доживающих до 5 лет, помноженному на найденную вероятность дожить до этого возраста.

Подобным же образом находятся значения доживающих, когда имеют дело с десятилетними возрастными периодами, с той только разницей, что вместо множителя 5 берут 10. Так, вероятность для 15-летнего дожить до 25 лет в Киеве равна

$$p_{15/25} = \frac{2 - 10 \cdot 0{,}00554}{2 + 10 \cdot 0{,}00554} = 0{,}94609.$$

На основании же первичных данных имеем

$$p_{15/25} = \frac{2 - 10 \cdot \dfrac{495}{44\,705 \cdot 2}}{2 + 10 \cdot \dfrac{495}{44\,705 \cdot 2}} = 0{,}94613.$$

Число доживающих до 25 лет будет поэтому равно

$$l_{25} = l_{15} \cdot p_{15/25} = 51\,159 \cdot 0{,}94613 = 48\,403.$$

Более всего отнимает времени вычисление колонны прожитого времени L_x, на основании которой получают самую показательную меру смертности населения — среднюю продолжительность предстоя-

щей жизни. Время, прожитое последней совокупностью доживающих до 105 (или 95) лет, определялось произвольно — бралось обычно три года, смотря по характеру вымирания. Первым этапом дальнейших вычислений является нахождение вспомогательной колонны значений средних годовых вероятностей дожить до начала более мелких возрастных периодов и вычисления при их помощи чисел доживающих до соответствующих промежуточных возрастов. Для их получения каждое последующее значение l_x делят на предыдущее и извлекают затем из частного корень десятой (или пятой) степени. При конкретных вычислениях следует иметь в виду, что значения вероятностей $p_{x/x+10}$ уже имеются, они получены были раньше — при нахождении колонны доживающих l_x. Вычисления производились нами при помощи таблицы пятизначных логарифмов.

Время, прожитое поколением новорожденных в возрастах от 95 до 104 лет, находилось при помощи вычисления годичных значений доживающих до 96, 97 ... 105 лет по формуле

$$\frac{l_{95} + 2\,(l_{96} + l_{97} + l_{98} + \ldots + l_{104}) + l_{105}}{2},$$

которую легко получить на основании следующих соображений. Предположим, что смертные случаи в пределах годового периода возраста распределяются равномерно, и потому 95-летние прожили в среднем до достижения ими 96 лет

$$\frac{l_{95} + l_{96}}{2},$$

96-летние

$$\frac{l_{96} + l_{97}}{2} \text{ и т. д.}$$

Вся совокупность доживающих до 95 лет проживет до 105 лет сумму этих величин, т. е.

$$\frac{l_{95} + l_{96}}{2} + \frac{l_{96} + l_{97}}{2} + \ldots + \frac{l_{104} + l_{105}}{2},$$

что после преобразования и даст указанную формулу.

Для десятилетий 85—94 и 75—84 лет вычисления производились путем нахождения трех промежуточных значений l_x, т. е. $l_{87,5}$, l_{90} и $l_{92,5}$, и т. п. Предполагалось, что смертные случаи распределялись пропорционально времени в пределах каждого периода в 2,5 года. Дожившие до 85 лет прожили в течение следующих 10 лет

$$l_{1,25}\,[l_{85} + 2\,(l_{87,5} + l_{90} + l_{92,5}) + l_{95}].$$

Для десятилетних возрастных периодов 15—74 лет вычислялось только одно промежуточное значение доживающих (до 20, 30, 40... лет), причем прожитое время находилось по формуле

$$L_{15/25} = 2{,}5\,(l_{15} + 2\,l_{20} + l_{25}).$$

Для пятилетий 5—9 и 10—14 лет, как и в годичных периодах (кроме детей до 1 года), предполагалось, что смертные случаи распределяются равномерно во времени. Относительно детей, умерших до 1 года, предполагалось, что они прожили одну треть года. Коэффициент смертности m_x для возрастов старше 5 лет вычислялся на основании первичных данных, а до этого возраста на основании колонны доживающих.

Таблица XXVI. Полные и суммарные таблицы смертности для Е. России и Украины. Мужской пол

Table XXVI. Tables de mortalité complètes et sommaires pour la Russie d'Europe et l'Ukraine. Sexe masculin

Возраст Age	Украина Ukraine						Е. Россия Russie d'Europe					
	Коэффициент смертности Taux de mortalité m_x		Число доживающих Nombres des survivants l_x		Средняя продолжительность жизни Espérance de vie e_x		Коэффициент смертности Taux de mortalité m_x		Числа доживающих Nombres des survivants l_x		Средняя продолжительность жизни Espérance de vie e_x	
	по полной таблице table complète	по суммарной таблице table sommaire	по полной таблице table complète	по суммарной таблице table sommaire	по полной таблице table complète	по суммарной таблице table sommaire	по полной таблице table complète	по суммарной таблице table sommaire	по полной таблице table complète	по суммарной таблице table sommaire	по полной таблице table complète	по суммарной таблице table sommaire
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
10			59 231		49,24	49,22			52 129		48,67	48,59
	0,00565	0,00570					0,00546	0,00538				
15			57 584	57 567	45,58	45,57			50 727	50 744	44,95	44,85
	0,00677	0,00684					0,00628	0,00643				
25			53 802	53 760	38,42	38,44			47 629	47 583	37,53	37,50
	0,00760	0,00777					0,00801	0,00808				
35			49 864	49 741	31,06	31,15			43 955	43 888	30,24	30,24
	0,01021	0,00996					0,01122	0,01101				
45			44 989	45 024	23,84	23,89			39 261	39 307	23,22	23,19
	0,01756	0,01682					0,01872	0,01820				
55			37 679	38 040	17,44	17,38			32 488	32 751	16,95	16,86
	0,03120	0,03011					0,03297	0,03182				
65			27 387	28 085	12,00	11,84			23 195	23 760	11,64	11,42
	0,06340	0,06378					0,06602	0,06421				
75			14 076	14 503	8,65	8,63			11 743	12 208	8,18	7,88
	0,11117	0,10262					0,11458	0,10806				
85			4 629	4 702	7,32	7,61			3 697	3 644	6,35	6,37
	0,13753	0,10850					0,16506	0,12827				
95			1 287	1 395	6,04	6,00			787	796	5,35	5,33
	0,15508	0,12490										
105			265	322	3,02	3,02						

Для характеристики того, насколько эти методы построения суммарных таблиц смертности соответствуют характеру наших статистических материалов, приведем таблицу с тремя основными колоннами значений полных и суммарных таблиц смертности для мужского пола по Европейской России и Украине [63].

[63] Наш метод в общих чертах описан в работе M. P t u c h a, Die Sterblichkeit in Russland, «Metron», vol. III, № 3—4 (1924). Там же приводятся суммарные таблицы смертности для городов и уездов Европейской России, а также Орловской, Полтавской, Могилевской, Ковенской и Курляндской губерний, где сплошной массой жили разные национальности. Нами опубликованы суммарные таблицы смертности для Киева (1873—1874 и 1896—1897 гг.), прочих городов Киевской губернии и населения уездов для мужского и женского пола отдельно. См. М. П т у х а, Население Киевской губернии, Киев, 1925. Ю. А. Корчак-Чепурковский, ознакомившись в рукописи с нашим методом, кратко описал его в обзоре естественного движения населения Украины. Он опубликовал суммарные таблицы для Украины (1895—1898), а также для всех ее 113 городов, 4 больших городов и населения уездов. См. «Природний рух населення України в 1924 році», «Статистика України» № 106, т. IV, вип. 3, Харків, 1927.

ГЛАВА III

СМЕРТНОСТЬ 11 НАРОДНОСТЕЙ ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ В КОНЦЕ XIX в.

Народность и статистика

Национальность или народность — это тот признак человека, который, как показывают многочисленные статистические исследования, оказывает большее или меньшее влияние на демографические явления. От нее зависит интенсивность смертности, брачности, рождаемости и других демографических явлений, равно как и продолжительность разных состояний (продолжительность жизни вообще, брачной, холостяцкой, в той или иной профессии и т. д.). Народность, правда, не есть причина или сила, с какими мы встречаемся в науках естественных, где под ними разумеют вполне определенную однозначную связь, которая всегда имеет место между двумя явлениями. Она, как и пол, возраст, семейное состояние, социальное положение, занятие и т. п., покрывает собой «комплекс» в той или иной мере не разложимых и к тому же недоступных точной количественной оценке причинных моментов, лежащих за этими внешними признаками и связанных с ними, причем связь эта не представляется необходимой и неизменной, она существует только «по общему правилу» [64]. Но хотя значение национальности хорошо известно всем исследователям социальной жизни человека, само понятие ее остается в высокой степени спорным.

Классификация: раса, племя, семья, группа, национальность, народ — представляет понятия, в которые разные авторы вкладывают разное содержание. С точки зрения этнографической деление человечества на расы есть самое общее. «Еще не так давно, чуть ли не единственным и, во всяком случае, наиболее надежным отличительным признаком этнических групп считался их язык». Но «неустойчивость языка как расового признака давно уже заставила антропологов обратиться к более постоянным и потому более надежным признакам, какими являются цвет верхних покровов тела, волос и глаз, рост, пропорции и формы разных частей тела, особенно же скелета. Внимательное изучение этих признаков показало, что, не будучи только индивидуальными, они передаются по наследству, не изменяются в течение многих тысячелетий и, будучи наиболее устойчивыми, могут быть действительно надежными расовыми признаками». Такое чисто научное изучение с точки зрения антропологических признаков «началось сравнительно недавно и ушло не особенно далеко» [65]. Недостаток изучения особенно чувствителен по отношению к славянам. Как указывает Ф. К. Волков, П. Топинар решительно отрицает возможность оп-

[64] См. выше, разд. II, гл. II.

[65] Ф. К. Волков, Антропологические особенности украинского народа, «Украинский народ в его прошлом и настоящем», т. II, 1916, стр. 427—428.

ределить антропологический тип славян, а Ж. Деникер считает это просто «химерой». Сам Ф. К. Волков признает, что «с точки зрения несовпадения лингвистических признаков с признаками антропологическими эти мнения нельзя не признать безусловно правильными»[66].

Нация есть явление новое. Понятие ее отличается несравненно более спорным характером. В этом признаке часто сливается воедино общность происхождения, языка, подданства, экономических интересов, религии, традиций, восприятий и стремлений и т. п. Следует при этом отметить, что многие из указанных признаков изменяются под влиянием социальных и природных условий. Трудно найти более определенную и компактную нацию, чем французы, в то время как они состоят из кельтов, франков, бургундцев, нормандцев, бретонцев, гасконцев и т. д., смешавшихся между собой. Что касается, в частности, этнического типа украинца, то, как правильно указывает Ф. К. Волков, в результате того, что Украина в течение многих веков служила большой дорогой для всех массовых передвижений народов из Азии в Европу, «не могла не появиться известная смешанность этнического типа нынешнего ее населения — украинцев»[67]. Определение разных этнических типов требует применения сложного антропологического анализа, и такой метод не может иметь чисто статистического значения даже в сколько-нибудь отдаленном будущем. Следует также отметить, что для большинства практических проблем интересными представляются не столько признаки антропологические, сколько чисто социальные, главным образом связанность общими интересами, восприятиями и стремлениями.

С точки зрения социальной статистики, таким образом, остается только два главных критерия для отнесения того или иного индивидуума к известной национальности: его собственное показание (мнение) и родной (материнский) язык. Социальная статистика, на наш взгляд, должна иметь дело только с такой действительностью или с такими фактами прошлого, оставившими твердый след в настоящем, которые с точки зрения статистической не допускают разных толкований. В противном случае вместо реальных фактов статистика будет давать совокупности мнений по временам о симпатиях и антипатиях, существующих у разных групп населения. Такое освещение реальности при помощи статистического метода иногда может быть очень интересным, но его вряд ли можно рекомендовать вниманию статистиков, в особенности когда имеются другие, чисто объективные способы статистического подхода к изучению исследуемого явления. Старая статистическая школа твердо стояла на этой точке зрения, причем и вопрос о национальности нашел свое соответствующее объективное разрешение. Один из крупнейших представителей статистической науки профессор Берлинского университета Р. Бёк уже в 1866 г. ясно показал, что под национальностью надо понимать людей, объединенных родным языком[68]. Это и есть тот признак, который лучше всего пригоден для выделения людей какой-либо национальности, ибо при массовых статистических наблюдениях другие признаки не дают такого ясного, определенного и несомненного критерия, как родной язык. Несомненно все-таки, что и родной язык как основание для образования статисти-

[66] Ф. К. Волков, Антропологические особенности украинского народа, «Украинский народ в его прошлом и настоящем», т. II, Птг., 1916, стр. 428; P. Topinard, L'Antropologie, Paris, 1879, стр. 469; J. Deniker, Les races et les peuples de la terre, Paris, 1900, стр. 405.

[67] Ф. К. Волков, Антропологические особенности., стр. 427.

[68] R. Böckh, Die statistische Bedeutung der Volkssprache als Kennzeichen der Nationalitäten, Berlin, 1866.

ческих совокупностей приводит к тому, что часть людей одной и той же национальности с точки зрения, скажем, антропологических особенностей будет исключена из нее, и, наоборот, кое-кто из людей других национальностей будет к ней причислен [69]. Однако это неизбежное зло, ибо все же, с одной стороны, таких случаев по сравнению с основной массой мало, а с другой — найти лучший критерий для массовых статистических наблюдений, на наш взгляд, нельзя [70].

Однако выделение разных народностей на основании их родного языка не всегда может иметь место. Так, в СССР есть несколько национальных групп, выделить которые наиболее безукоризненно можно только путем субъективного критерия. Они потеряли или постепенно теряют (евреи) свой родной язык и в культурном отношении ассимилируются с преобладающей народностью, часто не теряя в то же время сознания своей принадлежности к той или другой этнической группе. Практически, на наш взгляд, во время народной переписи и производства текущих записей надлежит ставить как вопрос о родном языке, так и вопрос о своем самоопределении. Выделение же народностей производить следует на основании того или иного критерия или комбинируя их в зависимости от национальности, с которой имеют дело

Интенсивность смертности мужчин у разных народностей

Смертность населения обусловливается самыми разнообразными факторами, которые с известным правом можно разбить на две категории: естественные и социальные. Среди естественных факторов особо важную роль играет наследственность, которая в первую очередь обусловливает смертность детей младшего возраста. Ею же в той или иной мере можно объяснить некоторые своеобразия в явлениях смертности и заболеваемости разных национальностей. Понятно, что влияние социальных факторов является преобладающим не только в смертности населения взрослого, но также и для начальных детских возрастов. Последнее общим образом подтверждается огромным падением детской смертности вместе с улучшением социальных условий.

Желая возможно глубже изучить характерные особенности смертности народонаселения России в конце XIX в., мы в первую очередь остановились на смертности разных народностей, ее населявших. Изучение влияния той или иной национальности на их смертность представляет большой интерес, но провести такое изучение на практике

[69] Ю. Э. Янсон полагает «что нет признаков народности, достаточно поддающихся статистической регистрации. Обыкновенный признак — язык, есть признак сам по себе недостаточный. Другие же антропологические и этнографические признаки статистическому наблюдению не подлежат». См. «Сравнительная статистика России и Западноевропейских государств», т. I — Территория и население, Спб., 1878, стр. 66. Ср. также его «Теория статистики», изд. 4, Спб., 1907, стр. 239.

[70] По поводу национальности как объекта статистического исследования см.: E. Morpurgo (Морпурго), Die Statistik und die Sozialwissenschaften, Jena, 1877, стр. 201—215; Г. Майр, Статистика и обществоведение, т. II, Спб., 1901, стр. 153—162; Р. Майо-Смит, Статистика и социология, М., 1901, стр. 305—330; N. Colajanni (Колаянни), Manuale di demografia, 2 ed., Napoli, 1909, стр. 65—71; L. Zach (Цах), Die Statistik, München, 1913, стр. 55; J. Conrad (Конрад), Politische Oekonomie, IV Teil, 4 Auflage, Jena, 1918, стр. 107—108. Наиболее полное освещение вопроса о национальной статистике находим у С. С. Дністрянського, Національна статистика, кн. I и II — «Студій з поля суспільних наук і статистики», издание «Статистичної Комісії Наукового Товариства імени Шевченка у Львові», Львів, 1909—1910, т. I, стр. 17—64, т. II, стр. 27—67, и в диссертации R. Kleeberg'a (Клееберг), Die Nationalitäten Statistik, ihre Ziele, Methoden und Ergebnisse, Weida i. Th., 1915, стр. 198. См. также работы М. Р. Ходоса: «К вопросу о программе переписей населения в 1926 году», Киев, 1925 и «Материалы по статистике населения г. Киева», Киев, 1926, издание Киевского статбюро.

для народов, населявших Россию, в чистом виде не представляется возможным. Различия в смертности разных национальных групп объясняются не только естественными факторами, их следует отнести главным образом за счет факторов социальных, среди которых преобладающую роль играет разница в классовом составе, в составе по профессиям и занятиям, в сравнительном богатстве и бедности, степени культурности. К тому же материалы переписи 1897 г. и текущих записей, к сожалению, вообще не дают возможности изучать смертность отдельных народностей как таковых. Построение суммарных таблиц смертности осуществимо только для отдельных административно-территориальных единиц (не менее уезда) и для более крупных городов, да и то только для 50 губерний бывшей Европейской России, для которых с 1867 по 1910 г. имеются детально разработанные данные о смертных случаях по возрастам. Территориально нам удалось на основании показаний своего родного языка во время переписи 1897 г. выделить только 11 народностей, да и то по временам не вполне удачно: русских, украинцев, белорусов, литовцев, латышей, эстонцев, молдаван, евреев, татар, башкир и чувашей. Для прочих национальных групп либо нет соответствующих данных о смертных случаях (поляки), либо они не живут сплошной массой, заселяя по меньшей мере один уезд бывшей Европейской России.

Нам хотелось выявить различия в смертности разных народностей по возможности в чистом виде, для чего мы брали население уездов без городов, преобладающим занятием которого, как и следовало ожидать, является сельское хозяйство. Большие затруднения представляет изучение смертности еврейского населения. Несмотря на его значительные размеры в черте оседлости, жило оно главным образом в городах и местечках, причем лишь по временам евреи составляли более половины жителей населенного пункта городского типа. Немалые затруднения представляет также изучение смертности русского населения даже в местностях с преобладающими занятиями сельским хозяйством. Для того чтобы устранить различия, возникающие вследствие проживания в разных частях России, мы в качестве «русского» населения взяли жителей уездов трех разных губерний — южной (Орловская), северо-западной (Новгородская) и юго-восточной (6 уездов Саратовской).

В табл. XXVII мы приводим сведения о количестве населения, проценте преобладающей народности, проценте занятий в сельском хозяйстве и обрабатывающей промышленности для тех местностей России, для которых вычислены нами 11 серий суммарных таблиц смертности, характеризующих жизнеспособность мужского и женского населения и преобладающих в них народностей.

Таблицы смертности для русских вычислены на основании сведений о жителях уездов всей Новгородской и Орловской губерний и населении 6 уездов Саратовской (Саратовского, Аткарского, Балашовского, Вольского, Сердобского и Царицынского), причем 95,4% обоего пола составляли русские, а 85,8% всего (самодеятельного и несамодеятельного) населения извлекали источники дохода из сельского хозяйства и лишь 5,4% из обрабатывающей промышленности. Таблицы для украинцев вычислены на основании данных о населении уездов 9 украинских губерний; 79% душ обоего пола принадлежало к украинской народности; сельское хозяйство давало средства для 85,8% жителей, промышленность — 6%.

Среди населения уездов Минской и Могилевской губерний белорусы составляли 87,3%; за счет сельского хозяйства жило 84,3%, а за

Таблица XXVII. Сведения об изучаемых народностях
Table XXVII. Données sur les nationalités étudiées

Народности Nationalités		Число населения Nombres de la population		Смертные случаи 1896/97 г. Cas de décès en 1896/97		Процент занятых Pourcentage de la population occupée dans		Процент главной народности Pourcentage de la nationalité principale
		м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	в сельском хозяйстве l'agriculture	в обрабатывающей промышленности l'industrie manufacturière	
а		1	2	3	4	5	6	7
Русские	Russes	2 136 321	2 303 066	167 860	157 885	85,8	5,4	95,4
Украинцы	Ukrainiens	10 164 304	10 180 762	584 956	546 478	85,8	6,0	79,0
Белорусы	Blancs russes	1 707 069	1 755 184	100 303	92 280	84,3	5,9	87,3
Литовцы	Lithuaniens	674 668	726 752	31 772	30 748	75,1	8,4	71,6
Латыши	Lettes	417 878	458 024	17 676	16 666	74,3	11,1	87,5
Эстонцы	Estoniens	423 819	457 451	18 411	17 475	70,2	12,8	92,7
Молдаване	Moldaves	417 292	397 669	18 984	17 437	81,3	5,1	73,8
Евреи	Juifs	355 487	335 579	17 066	14 162	7,7	32,7	56,6
Татары	Tatares	286 574	309 846	18 161	17 836	91,0	2,9	57,2
Башкиры	Bachkirs	463 819	466 980	26 233	25 449	93,3	1,7	53,2
Чуваши	Tchouvaches	219 613	226 437	14 349	14 129	94,7	1,3	79,9

счет обрабатывающей промышленности — 5,9% жителей. Литовцы (и жмудь) составляли 71,6% жителей Ковенской губернии, причем 75,1% населения извлекали средства для существования из сельского хозяйства и 8,4% — из обрабатывающей промышленности. 87,5% жителей уездов Курляндской губернии и Валкского, Венденского и Вольмарского уездов Лифляндской губернии составляли латыши, причем 74,3% жило за счет сельского хозяйства и 11,1% — обрабатывающей промышленности. Среди населения уездов Эстляндской губернии и Верроского, Перновского, Юрьевского, Эзельского и Феллинского уездов Лифляндской губернии эстонцы жили еще более компактной массой, составляя 92,7% всех жителей; 70,2% занималось сельским хозяйством и 12,8% — обрабатывающей промышленностью. Молдаване составляли 73,8% населения Кишиневского, Белецкого, Оргеевского и Сорокского уездов Бессарабской губернии; от сельского хозяйства жило 81,3% жителей, от промышленности — 5,1%. Евреи (выделенные по религии) составляли всего 56,6% жителей городов Гродненской, Минской и Киевской губерний (без Киева), причем, естественно, сельское хозяйство не играло для этих городов сколько-нибудь значительной роли (7,7%), промышленностью же занималось 32,7% населения. Выделение татар тоже представляет большие трудности. Они составляли 57,2% населения Казанского, Мамадышского и Тетюшского уездов Казанской губернии, причем промышленностью татары почти не занимались (2,9%), а в основном были заняты в сельском хозяйстве (91,6%). Еще хуже обстоит дело с выделением башкир, которых насчитывалось в Белебеевском и Бирском уездах Уфимской губернии всего 58,2%, причем из сельского хозяйства извлекало средства существования 93,3% населения, а из обрабатывающей промышленности — 1,7%. Чуваши живут более компактной массой. Они составляли 79,9% населения Цивильского, Чебоксарского и Ядринского уездов Казан-

ской губернии, причем промышленностью занималось всего 1,3% жителей, а сельским хозяйством — 94,7%.

Таким образом, взяв население уездов, получаем, что от сельского хозяйства жило от 94,7% (чуваши) до 70,2% (эстонцы), причем для славянских народностей имеем приблизительно одинаковые числа (около 85%). Числа населения по переписи 1897 г. и смертных случаев за 1896 и 1897 гг. даже для небольших народностей достаточно велики, чтобы сделать их более или менее свободными от случайных ошибок.

Рассмотрим сначала меры смертности для мужского населения, для чего сравним вероятности дожить до каждого последующего возраста, помноженные на 100 000.

Для первого года жизни имеем такую картину. Вероятность дожить до 1 года выше всего у новорожденных мальчиков молдаван, из которых за год умирает всего 17,6%, а доживает до 1 года 82,4%. Такая низкая мера смертности, быть может, отчасти объясняется недостатками статистической регистрации. Немного хуже обстоит с латышами и эстонцами, на первом году жизни у которых умирало всего 18,1 и 18,8%. Другую крайность представляют русские, смертность грудных мальчиков у которых вдвое выше, чем у молдаван (35,3%), так что на первом году жизни вымирало более трети новорожденных. Украинцы занимают 4-е место (23%), белорусы — 6-е (22,2%), евреи — 7-е (21,9%), причем разница у последних трех народностей незначительна — всего 1%. Обращает на себя внимание сравнительно небольшая смертность среди мальчиков до 1 года у башкир (23%) и татар (25,8%), которая на $^1/_3$ меньше, чем у русских.

«Высокая детская смертность у православного, т. е. преимущественно русского населения,— говорит С. А. Новосельский[71],— стоит, помимо общеизвестных общих причин, в связи с деревенскими обычаями крайне рано, едва ли не с первых дней жизни ребенка, давать ему кроме материнского молока жеваный хлеб, кашу и т. п. Сравнительно низкая смертность магометан, живущих в общем в весьма антисанитарных условиях, зависит от обязательного грудного вскармливания детей, в связи с религиозными предписаниями по этому поводу Корана». Мы считаем это объяснение причин различий в смертности грудных детей в значительной мере удачным. Мнение же С. А. Новосельского об общей смертности магометан, к которым относятся башкиры и татары, опровергается нашими суммарными таблицами смертности. Жизнеспособность татар — средняя в ряду других народностей, а башкир — весьма высокая.

Второй год жизни значительно благоприятнее для жизни человека, однако здесь находим еще большие различия в жизнеспособности детей у разных народностей. Ниже всего вероятность умереть у мальчиков эстонцев (5%) и латышей (5,5%), выше всего у русских (11,1%); она превышает эстонскую более чем вдвое. Украинцы занимают уже не 4-е, а 7-е место (8,3%), белорусы — 3-е (9,2%), евреи — 4-е (9,2%); жизнеспособность мальчиков татар, башкир и чувашей тоже сравнительно высока — на втором году жизни их вымирает 8,3—9%. Очень устойчиво положение литовцев, которые вообще имеют небольшую смертность на первом и втором году жизни, в то время как мальчики молдаване по величине вероятности умереть на втором году жизни непосредственно следуют за русскими (9,6%), что как будто подтверждает

[71] «Обзор главнейших данных по демографии и санитарной статистике России». «Календарь для врачей на 1916 г.», ч. II, 1916, стр. 66—67.

Таблица XXVIII. Числа доживающих (l_x). Мужской пол
Table XXVIII. Nombres des survivants (l_x). Sexe masculin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	64 736	76 972	77 794	79 860	81 867	81 249	82 404	78 080	74 156	77 070	72 987
2	57 574	70 544	70 621	74 767	77 377	77 146	74 457	70 883	67 859	69 973	66 957
3	53 939	66 847	66 404	72 197	74 743	74 586	71 660	67 440	64 118	66 069	63 582
4	51 785	64 559	63 636	70 487	72 798	72 959	69 734	65 550	61 450	63 383	60 834
5	50 285	63 005	61 613	69 298	71 423	71 754	68 186	64 062	59 626	61 521	58 688
10	46 849	59 461	57 638	66 148	67 963	68 600	64 258	61 116	55 063	58 204	54 305
15	45 662	57 791	56 120	64 754	66 418	66 934	62 242	59 692	53 650	56 982	52 660
25	42 725	53 866	52 840	61 143	62 724	62 882	57 973	56 804	50 399	54 010	48 626
35	39 070	50 066	49 272	57 175	59 357	58 419	54 362	52 776	46 519	50 403	44 399
45	34 595	45 726	44 941	52 148	55 058	53 585	49 985	47 245	42 675	46 363	38 711
55	28 183	39 069	37 732	45 028	49 444	46 266	43 331	39 440	37 354	40 400	31 194
65	19 549	29 275	27 323	35 160	38 783	34 725	33 422	28 277	28 942	31 868	21 756
75	9 473	15 372	14 101	19 439	21 352	17 781	20 626	13 779	17 412	19 172	10 160
85	2 780	5 295	5 952	5 173	5 986	4 205	9 105	2 906	6 298	7 714	2 027
95	419	1 752	2 469	1 406	579	216	3 348	—	1 529	1 780	—
105	13	388	474	529	294	25	1 336	—	264	112	—

Таблица XXIX. Числа доживающих до данного возраста из 100 000 доживших до предыдущего ($p_x \times 100\,000$). Мужской пол
Table XXIX. Probabilités à survivre ($p_x \times 100\,000$). Sexe masculin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	64 736	76 972	77 794	79 860	81 867	81 249	82 404	78 080	74 156	77 070	72 987
2	88 936	91 649	90 779	93 622	94 515	94 950	90 356	90 782	91 508	90 792	91 738
3	93 686	94 760	94 028	96 562	96 596	96 682	96 244	95 143	94 487	94 421	94 959
4	96 006	96 578	95 831	97 632	97 398	97 819	97 312	97 197	95 839	95 935	95 678
5	97 103	97 593	96 821	98 313	98 111	98 349	97 780	97 730	97 032	97 062	96 473
10	93 166	94 375	93 548	95 454	95 156	95 605	94 238	95 401	92 347	94 609	92 532
15	97 467	97 192	97 367	97 893	97 727	97 571	96 863	97 670	97 434	97 900	96 970
25	93 568	93 209	94 155	94 423	94 438	93 946	93 142	95 161	93 940	94 785	92 339
35	91 445	92 945	93 248	93 511	94 632	92 903	93 771	92 909	92 302	93 322	91 307
45	88 547	91 331	91 210	91 208	92 757	91 725	91 948	89 519	91 736	91 985	87 189
55	81 465	85 442	83 958	86 346	89 804	86 341	86 688	83 479	87 531	87 138	80 582
65	69 364	74 932	72 414	75 863	78 439	75 055	77 131	71 695	77 479	78 880	69 744
75	48 456	52 510	51 608	55 287	55 056	51 206	61 714	48 727	60 160	60 162	46 702
85	29 351	34 447	42 208	26 610	28 034	23 651	44 144	21 088	36 170	40 236	19 954
95	15 077	33 082	41 481	27 180	9 670	5 135	36 775	—	24 279	23 077	—
105	2 991	22 136	19 210	37 600	5 085	11 764	39 908	—	17 241	6 318	—

Таблица XXX. Порядок народностей по интенсивности вымирания в отдельных возрастных группах. Мужской пол

Table XXX. Ordre dans lequel sont réparties les nationalités selon l'intensité de la mortalité par différents groupes d'âge. Sexe masculin

Народности Nationalités		0—1	1—2	2—3	3—4	4—5	5—9	10—14	15—24	25—34	35—44	45—54	55—64	65—74	75—84	85—94	95—104
a		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Русские	Russes	1	1	1	5	5	3	6	4	2	2	2	1	2	6	5	3
Украинцы	Ukrainiens	4	7	5	6	6	6	3	3	6	6	5	5	6	7	9	9
Белорусы	Blancs-russes	6	3	2	2	2	4	4	7	7	5	4	4	5	10	11	8
Литовцы	Lithuaniens	8	9	9	10	10	10	10	8	9	4	7	7	8	4	8	10
Латыши	Lettes	10	10	10	9	9	8	9	9	11	11	11	10	7	5	4	4
Эстонцы	Estoniens	9	11	11	11	11	11	7	6	4	7	6	6	4	3	3	6
Молдаване	Moldaves	11	2	8	8	8	5	1	2	10	9	8	8	11	11	10	11
Евреи	Juifs	7	4	7	7	7	9	8	11	5	3	3	3	3	2	—	—
Татары	Tatares	3	6	4	3	3	1	5	5	3	8	10	9	9	8	7	7
Башкиры	Bachkirs	5	5	3	4	4	7	11	10	8	10	9	11	10	9	6	5
Чуваши	Tchouvaches	2	8	6	1	1	2	2	1	1	1	1	2	1	1	—	—

Таблица XXXI. Коэффициенты смертности (m_x). Мужской пол

Table XXXI. Taux de mortalité (m_x). Sexe masculin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0—1	0,46102	0,27204	0,26065	0,23264	0,20627	0,21430	0,19935	0,25671	0,31223	0,27068	0,32946
1—2	0,11711	0,08715	0,09666	0,06587	0,05639	0,05181	0,10133	0,09663	0,08868	0,09653	0,08618
2—3	0,06519	0,05382	0,06155	0,03497	0,03463	0,03374	0,03828	0,04978	0,05669	0,05739	0,05171
3—4	0,04075	0,03482	0,04257	0,02397	0,02637	0,02205	0,02724	0 02842	0,04249	0,04150	0,04417
4—5	0,02939	0,02436	0,03230	0,01701	0,01907	0,01665	0,02245	0,02296	0,03013	0,02981	0,03591
5—9	0,01415	0,01158	0,01333	0,00930	0,00993	0,00899	0,01186	0,00941	0,01591	0,01108	0,01552
10—14	0,00513	0,00570	0,00534	0,00426	0,00460	0,00492	0,00637	0,00472	0,00520	0,00425	0,00615
15—19	0,00554	0,00611	0,00481	0,00496	0,00517	0,00505	0,00679	0,00546	0,00450	0,00412	0,00638
20—24	0,00810	0,00833	0,00777	0,00677	0,00640	0,00764	0,00756	0,00470	0,00917	0,00733	0,01032
15—24	0,00665	0,00703	0,00602	0,00574	0,00572	0,00624	0,00710	0,00496	0,00625	0,00535	0,00797
25—29	0,00849	0,00744	0,00702	0,00723	0,00570	0,00742	0 00599	0,00729	0,00833	0,00649	0,00950
30—34	0,00944	0,00717	0,00695	0,00618	0,00534	0,00729	0,00692	0,00743	0,00761	0,00749	0,00861
25—34	0,00894	0,00731	0,00699	0,00671	0,00552	0,00736	0,00643	0,00735	0,00801	0,00691	0,00909
35—39	0,01100	0,00811	0,00796	0,00863	0,00701	0,00766	0,00803	0,01071	0,00784	0,00725	0,01160
40—44	0,01350	0,01021	0,01090	0,00985	0,00809	0,00983	0,00880	0,01152	0,00952	0,00966	0,01610
35—44	0,01215	0,00906	0,00919	0,00920	0,00752	0,00863	0,00839	0,01106	0,00862	0,00835	0,01369
45—49	0,01887	0,01421	0,01624	0,01495	0,01196	0,01217	0,01376	0,01627	0,01158	0,01282	0,01837
50—54	0,02231	0,01742	0,01877	0,01435	0,01480	0,01787	0,01482	0,02010	0,01546	0,01496	0,02520
45—54	0,02043	0,01570	0,01744	0,01465	0,01326	0,01466	0,01426	0,01801	0,01330	0,01375	0,02151
55—64	0,03618	0,02866	0,03200	0,02745	0,02417	0,02850	0,02582	0,03297	0,02538	0,02361	0,03565
65—74	0,06944	0,06228	0,06384	0,05759	0,05797	0,06454	0,04735	0,06895	0,04975	0,04975	0,07266
75—84	0,10924	0,09752	0,08128	0,11593	0,11242	0,12349	0,07750	0,13034	0,09375	0,08523	0,13845
85—94	0,14759	0,10057	0,08272	0,11451	0,16473	0,18046	0,09245	0,29675	0,12186	0,12500	0,21622
95—104	0,18838	0,12750	0,13554	0,09070	0,18065	0,15789	0,08500	0,58333	0,14118	0,17623	0,34211

наше мнение о недостатках статистической регистрации, отчасти объясняющих незначительную меру смертности на первом году.

Третий год еще благоприятнее для жизни человека. Эстонцы (3,3%), латыши (3,4%) и литовцы (3,4%) и здесь занимают последние места, в то время как на 1-м месте стоят русские (6,3%), у которых вероятность умереть примерно в 1,9 раза больше, чем у первых народностей. Соответственно не так высоки разницы вероятностей дожить и умереть и у других национальных групп.

Четвертый год жизни показывает примерно тот же порядок, что и третий, но русские занимают уже 5-е место (4%), максимальную же смертность имеют чуваши (4,3%), хотя разница в смертности и жизнеспособности белорусов, татар, башкир, русских и украинцев невелика. Последнее место занимают эстонцы (2,2%), литовцы, латыши, молдаване и евреи, различия у которых тоже сравнительно невелики. Порядок народностей по интенсивности смертности мальчиков на пятом году тот же, что и на четвертом. Разница между вероятностью умереть у эстонцев (1,7%) и чувашей (3,5%) несколько превышает 100%.

В конечном результате до 5 лет доживает больше всего мальчиков эстонцев (71,6%), латышей (71,4%) и литовцев (69,3%), а меньше всего русских (50,3%) и чувашей (58,7%); украинцы занимают 6-е место (63%), белорусы — 4-е (61,6%), евреи — 7-е (64,1%). Различия в детской смертности мальчиков до 5 лет у разных народностей достигают колоссальных размеров: русских умирает до достижения 5 лет на 75% больше, чем эстонцев.

Смертность поколений мужского пола в течение следующих 5 лет, т. е. в возрасте 5—9 лет, дает такую картину: эстонцы (4,4%), литовцы (4,5%), евреи (4,6%) и латыши (4,8%) в среднем вымирают ежегодно менее чем на 1%; башкиры (5,4%), украинцы (5,6%) и молдаване (5,8%) занимают среднее место; хуже всего дело обстоит у татар (7,6%), чувашей (7,5%) и русских (6,8%).

Различия в интенсивности вымирания детей в возрастах 1—9 лет обусловливаются главным образом неодинаковым распространением среди них острозаразных болезней (корь, скарлатина, коклюш и дифтерия) и процентом смертности среди заболевших ими детей. Интересным представляется поэтому сравнить вероятности мальчику, дожившему до 1 года, умереть в течение следующих 9 лет его детской жизни. У русского она равна 0,27631, украинца — 0,22750, белоруса — 0,25909, литовца — 0,17170, латыша — 0,16984, эстонца — 0,15568, молдаванина — 0,22021, еврея — 0,21726, татарина — 0,25747, башкира — 0,24479 и чуваша — 0,25596. Приняв наименьшую вероятность смерти (эстонца) за 100, получим такие числа избыточной смертности мальчиков 1—9 лет у разных народностей: у латышей — 9,1%, литовцев — 10,3%, евреев — 39,6%, молдаван — 41,5%, украинцев — 46,1%, башкир — 57,2%, чувашей — 64,4%, татар — 65,4%, белорусов — 66,4% и русских — 77,5%. Детская смертность 1—9 лет, таким образом, сравнительно невелика у эстонцев, латышей и литовцев, велика она у евреев, молдаван и украинцев и очень значительна у остальных народностей.

В конечном итоге до 10 лет — конца специфической детской смертности — доживает эстонцев мальчиков 68,6%, латышей — 68%, литовцев — 66,1%, молдаван — 64,3%, евреев — 61,1%, украинцев — 59,5%, башкир — 58,2%, белорусов — 57,6%, татар — 55,1%, чувашей — 54,3%, русских — 46,8%. Различия в смертности достигают очень больших размеров, что видно из нижеприводимой таблицы. Приняв величину вероят-

ности у новорожденного эстонца мальчика умереть до достижения им 10 лет за 100, получим такие числа для разных народностей:

Эстонцы	100,0	Башкиры	133,1
Латыши	102,0	Белорусы	134,9
Литовцы	107,8	Татары	143,1
Молдаване	113,8	Чуваши	145,5
Евреи	123,8	Русские	169,3
Украинцы	129,1		

Годы наименьшей смертности у всех народностей выпадают на период 10—14 лет. Здесь находим лишь незначительные различия в интенсивности смертности, так что порядок народностей не играет сколько-нибудь значительной роли. Абсолютная разница между минимальной вероятностью смерти (башкиры — 2,1%) и максимальной (молдаване — 3,1%) достигает всего 1% за весь пятилетний период. Для десятилетия 15—24 лет имеем довольно своеобразную картину. Максимальная смертность для лиц мужского пола наблюдалась у чувашей (7,7%), минимальная — у евреев (4,8%); русские занимают 4-е место (6,2%), украинцы — 3-е (6,8%).

Для наиболее производительных в хозяйственном отношении возрастов 25—54 лет имеем весьма интересную картину. Наибольшая смертность наблюдалась у чувашей, которые во всех трех десятилетиях занимают 1-е место. Непосредственно за ними следуют русские, стоящие всюду на 2-м месте. Наименьшую смертность имеют латыши, дающие минимум для всех периодов. Низка и устойчива по месту смертность у молдаван и башкир; невелика она также у украинцев.

Очень интересным представляется осветить вопрос об интенсивности вымирания мужчин во всех полноценных рабочих возрастах 20—59 лет. Недостающие в наших таблицах числа доживающих до 20 и 60 лет мы находили как средние арифметические из двух смежных значений. Наименьшую вероятность умереть в течение следующих 40 лет трудовой жизни имели 20-летние латыши — всего 0,31681, за которыми следуют башкиры (0,34889), молдаване (0,36153), татары (0,36284), литовцы (0,36307), эстонцы (0,37610), украинцы (0,38792), белорусы (0,40294), евреи (0,41871), русские (0,45997) и чуваши (0,47722). Избыточная смертность по сравнению с латышами даже у башкир составляет 10,1%. Вероятности умереть у молдаван, татар и литовцев составляют 114,1, 114,5 и 114,6% меры для латышей. Избыточная смертность эстонцев только на немного не доходит до 20% (18,7%), еще больше она у украинцев и белорусов (22,4 и 27,2%); весьма значительна у евреев (32,2%) и чрезвычайно велика у русских (45,1%), особенно же у чувашей (50,6%).

Избыточная смертность в рабочих возрастах далеко не равномерно распределяется между отдельными возрастными периодами, из которых слагается трудовая жизнь человека. Приняв коэффициент смертности латышей за 100, получим числа, характеризующие избыточную смертность других народностей. Наиболее устойчива она у чувашей, у которых мера избыточной смертности 20—34 и 45—54 лет колеблется между 61—67% и только в периоде 35—44 лет она поднимается до 82%. Меньше всего, по общему правилу, различаются между собой коэффициенты для цветущих возрастов 20—24 лет. Избыточная смертность у молдаван (18,1%), эстонцев (19,4%), белорусов (21,4%) колеблется около 20%; у башкир и литовцев она еще меньше (14,5 и 5,8%), а у русских и украинцев больше (26,6 и 30,2%). Число для евреев на 26,6% меньше, чем для латышей. Оно не характерно, ибо, взяв население ма-

лых и средних городов, мы тем самым включили туда значительную массу военных и преуменьшили, таким образом, смертность возрастной группы 20—24 лет, в то время как у сельского населения она преувеличена. Различия в интенсивности смертности мужчин у латышей и других народностей к концу трудовой жизни в большей или меньшей мере уменьшаются. Особенно заметно это у татар, башкир, молдаван, эстонцев, отчасти у украинцев.

Различия в интенсивности смертности детей у разных народностей зависят как от наследственности, так и от факторов социальных, в то время как различия в интенсивности смертности для рабочих возрастов следует отнести главным образом за счет причин социального порядка. Однако как в первом, так и во втором случае они весьма велики: мальчиков русских до 10 лет вымерло на 69,3% больше, чем эстонцев, мужчин чувашей 20—59 лет вымерло на 50,6% больше по сравнению с латышами, а для периода 25—54 лет — даже на 68,9%. Небезынтересно отметить, что наряду с чувашами и русскими очень большую смертность мужчин находим у евреев [72], в то время как весьма низка она у башкир, молдаван и даже татар, у которых смертность ниже, чем у эстонцев и литовцев.

Таблица XXXII. Коэффициент смертности для мужчин в процентах к числу для латышей

Table XXXII. Pourcentage des taux de mortalité pour le sexe masculin par rapport à ceux pour les lettes

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
20—24	126,6	130,2	121,4	105,8	119,4	118,1	73,4	143,3	114,5	161,3
25—29	148,9	130,5	123,2	126,8	130,2	105,1	127,9	146,1	113,9	166,7
30—34	176,8	134,3	130,1	115,7	136,5	129,6	139,1	142,5	140,3	161,2
35—44	161,6	120,5	122,2	122,3	114,8	111,6	147,1	114,6	111,0	182,0
45—54	154,1	118,4	131,5	110,5	110,6	107,5	135,8	100,3	103,7	162,2

Смертность в старческих возрастах как по нашим суммарным таблицам смертности, так и по полным не может претендовать на очень большую точность. У нас же она вследствие меньшего количества случаев и полного отсутствия интерполяции может носить случайный характер в еще большей степени, чем по полным таблицам. Сведения для возрастов 55—64 лет можно считать более достоверными, чем для последующих возрастных периодов. До 55 лет больше всего дожило латышей — почти половина (49,4%), а меньше всего русских (28,2%), так что разница в количестве тех и других колоссальна. Порядок разных народностей по интенсивности смертности, в общем, более или менее тот же, что и для предыдущих периодов. Поменялись местами чуваши и русские, но разница при этом ничтожная (умерло 30,3 и 30,6%), вероятность же

[72] Не следует, впрочем, упускать из виду, что здесь мы имеем дело с городским населением, порядок вымирания которого очень отличается от того, что имеет место для населения сельскохозяйственного.

дожить у них на 9% отличается от вероятности для башкир (78,9%) и латышей (78,4%). Характер смертности у разных народностей для последующих возрастных групп мужчин 65—74 лет мало чем отличается от предыдущих. Большие различия наблюдаются для трех славянских народностей. Объяснить их, на наш взгляд, следует главным образом неточностями статистической регистрации.

Рассмотрим теперь интенсивность смертности во всех старческих возрастах, для чего обратимся к коэффициенту смертности стационарного населения в возрастах старше 60 лет. Он равен единице, деленной на среднюю продолжительность жизни 60-летних. Значения последней мы находили как средние арифметические из двух соседних величин. Меры смертности для стариков во всех странах внушают вполне обоснованные сомнения, которые еще большую силу имеют по отношению к нашим таблицам смертности, построенным без интерполирования первичных статистических данных. Максимальный коэффициент смертности для мужчин в старческих возрастах имели в 1896—1897 гг. чуваши (0,08032), а минимальный — молдаване (0,05736); разница, таким образом, доходила до 40%. Велик он также у евреев (0,07773), русских (0,07533) и эстонцев (0,07369); средние значения находим у литовцев (0,06684), украинцев (0,06682), латышей (0,06612) и белорусов (0,06522), а сравнительно небольшие величины его — у татар (0,06223) и башкир (0,06105).

Интенсивность смертности женщин у разных народностей

Смертность женского пола имеет у разных народностей свои отличительные черты по сравнению с мужским. Особенно значительны различия на первом году жизни и для старших возрастных периодов. Только четыре народности сохранили свое порядковое место у детей до 1 года: русские (1-е), чуваши (2-е), татары (3-е) и белорусы (6-е), прочие же его переменили. Разница, однако, всего на единицу и только у молдаван на два. Протекание смертности у девочек еще более соответствует порядку вымирания мальчиков для второго года жизни, где уже восемь народностей сохранили свое место и только евреи сильно повысились (с 4-го на 8-е), а чуваши значительно понизились (с 8-го на 5-е). Начиная с третьего года места свои сохраняют не более пяти народностей и то только для возрастов 3—4, 25—34, 45—54 лет; четыре народности имеют то же место в возрастных периодах 4—5, 5—9 лет; в возрастах 2—3, 15—24, 35—44, 55—64 и 95—104 года сохранили его всего три народности, а в возрастах 10—14, 65—74 и 85—94 лет — две, а для 75—84 лет — только одна народность. Наиболее устойчивы в этом отношении украинцы и чуваши, которые из 16 возрастных групп занимают одно и то же место у мужчин и женщин в восьми случаях, латыши — в семи, литовцы, белорусы и татары — в шести.

Своеобразие взаимоотношений мужской и женской смертности у разных народностей можно видеть из приводимой таблицы процентных чисел для мужского пола, где вероятности для женщин умереть в каждом возрастном периоде приняты за 100.

Очень велики различия между вероятностью умереть у грудных мальчика и девочки. Наиболее неблагоприятна смертность мальчиков у евреев, у которых мера их превышает число для девочек на одну треть (33,8%). Избыточная смертность мальчиков велика также у эстонцев (22,1%), латышей (21,5%) и литовцев (21,2%), отчасти украинцев (19,5%) и белорусов (19,4%). Она значительно ниже у русских, татар и молдаван (14,5, 13,7 и 13%), башкир (12,5%) и минимальна у чувашей (10,4%). Принимая во внимание недостатки статистической регистрации

Таблица XXXIII. Числа доживающих (l_x). Женский пол
Table XXXIII. Nombres des survivants (l_x). Sexe féminin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	69 208	80 730	81 402	83 387	85 078	84 640	84 434	83 622	77 276	79 622	75 540
2	61 979	74 532	74 531	78 652	80 598	80 407	77 206	77 303	71 007	72 902	69 390
3	58 215	70 836	70 423	76 167	77 948	77 837	74 420	74 335	67 421	68 911	65 334
4	55 853	68 489	67 722	74 531	76 207	76 166	72 199	72 490	64 567	66 145	62 358
5	54 167	66 840	65 797	73 446	74 873	74 885	70 634	71 084	62 584	64 089	60 296
10	50 531	63 118	62 007	70 317	71 667	71 458	66 357	68 416	58 314	60 523	56 510
15	49 206	61 242	60 436	68 729	70 114	69 697	64 358	67 133	56 520	59 203	54 913
25	45 895	56 716	56 981	64 953	67 287	66 545	59 791	63 988	52 514	55 059	50 624
35	41 916	51 843	52 448	60 086	64 023	63 029	54 868	59 172	47 234	49 518	44 342
45	37 263	46 362	46 968	54 192	60 102	58 360	49 916	53 381	41 942	44 098	36 939
55	31 247	39 119	38 893	46 500	54 240	49 024	43 744	45 720	37 103	38 528	29 159
65	21 784	27 098	25 875	33 861	43 613	38 236	33 154	33 625	28 882	31 184	18 644
75	10 552	12 485	11 589	16 808	25 798	21 027	18 407	15 345	17 128	19 555	8 221
85	3 232	3 975	4 538	4 069	8 511	5 044	6 654	4 211	5 145	8 158	3 969
95	681	1 224	1 824	1 265	1 295	850	2 023	—	731	1 839	465
105	116	320	427	466	124	—	687	—	120	244	51

Таблица XXXIV. Числа доживающих до данного возраста из 100 000 доживших до предыдущего ($p_x \times 100\,000$). Женский пол
Table XXXIV. Probabilités à survivre ($p_x \times 100\,000$). Sexe féminin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	69 208	80 730	81 402	83 387	85 078	84 640	84 434	83 622	77 276	79 622	75 540
2	89 555	92 322	91 559	94 322	94 734	94 999	91 439	92 443	91 887	91 560	91 859
3	93 927	95 041	94 488	96 840	96 712	96 804	96 391	96 160	94 950	94 525	94 155
4	95 942	96 687	96 165	97 852	97 767	97 853	97 015	97 518	95 767	95 986	95 445
5	96 982	97 592	97 157	98 544	98 249	98 318	97 833	98 061	96 924	96 892	96 694
10	93 288	94 432	94 240	95 740	95 718	95 424	93 943	96 247	93 177	94 436	93 721
15	97 378	97 026	97 467	97 741	97 833	97 535	96 988	98 124	96 923	97 819	97 174
25	93 271	92 610	94 283	94 506	95 968	95 478	92 903	95 315	92 913	93 000	92 190
35	91 331	91 408	92 045	92 507	95 149	94 716	91 766	92 474	89 945	89 937	87 591
45	88 899	89 428	89 552	90 191	93 875	92 522	90 975	90 213	88 796	89 054	83 304
55	83 854	84 377	82 807	85 806	90 246	84 003	87 635	85 649	88 462	87 368	78 937
65	69 716	69 271	66 529	72 820	80 408	77 995	75 791	73 545	77 844	80 939	63 940
75	48 441	46 072	44 789	49 638	59 151	54 992	55 520	45 635	59 303	62 707	44 095
85	30 633	31 836	39 162	24 208	32 989	23 987	36 147	27 440	30 038	41 716	48 280
95	21 080	30 785	40 184	31 080	15 213	1 685	30 408	—	14 205	22 537	11 726
105	17 076	26 128	23 413	36 799	9 594	—	33 962	—	16 387	13 279	1 099

Таблица XXXV. Порядок народностей по интенсивности вымирания в отдельных возрастных группах. Женский пол

***Table** XXXV. Ordre dans lequel sont réparties les nationalités selon l'intensité de la mortalité par différents groupes d'âge. Sexe féminin*

Народности / Nationalités		0—1	1—2	2—3	3—4	4—5	5—9	10—14	15—24	25—34	35—44	45—54	55—64	65—74	75—84	85—94	95—104
а		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Русские	Russes	1	1	1	3	4	2	5	6	4	3	3	4	5	4	6	7
Украинцы	Ukrainiens	5	7	6	6	6	6	3	2	5	5	5	3	4	5	9	9
Белорусы	Blancs-russes	6	3	3	5	5	5	6	7	7	6	2	2	2	9	11	8
Литовцы	Lithuaniens	7	9	11	10	11	10	8	8	9	7	7	5	6	1	10	11
Латыши	Lettes	11	10	9	9	9	9	10	11	11	11	11	10	9	6	5	3
Эстонцы	Estoniens	10	11	10	11	10	8	7	10	10	10	4	9	7	7	2	—
Молдаване	Moldaves	9	2	8	7	7	4	2	3	6	9	9	7	8	8	8	10
Евреи	Juifs	8	8	7	8	8	11	11	9	8	8	6	6	3	2	—	—
Татары	Tatares	3	6	5	2	3	1	1	4	3	2	10	8	10	3	4	6
Башкиры	Bachkirs	4	4	4	4	2	7	9	5	2	4	8	11	11	10	7	5
Чуваши	Tchouvaches	2	5	2	1	1	3	4	1	1	1	1	1	1	11	3	4

Таблица XXXVI. Коэффициенты смертности (m_x). Женский пол

Table XXXVI. Taux de mortalité (m_x). Sexe féminin

Возраст / Age	Русские / Russes	Украинцы / Ukrainiens	Белорусы / Blancs-russes	Литовцы / Lithuaniens	Латыши / Lettes	Эстонцы / Estoniens	Молдаване / Moldaves	Евреи / Juifs	Татары / Tatares	Башкиры / Bachkirs	Чуваши / Tchouvaches
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0—1	0,38746	0,22111	0,21230	0,18082	0,16570	0,17112	0,17368	0,18386	0,26781	0,23582	0,29226
1—2	0,11021	0,07984	0,08813	0,05844	0,05408	0,05129	0 08943	0,07853	0,08455	0,08812	0,08487
2—3	0,06263	0,05085	0,05668	0,03210	0,03343	0,03248	0,03675	0,03915	0,05181	0,05629	0,06021
3—4	0,04141	0,03369	0,03910	0,02171	0,02259	0,02170	0,03030	0,02513	0,04325	0,04096	0,04661
4—5	0,03065	0,02437	0,02883	0,01466	0,01766	0,01696	0,02191	0,01959	0,03124	0,03157	0,03362
5—9	0,01389	0,01145	0,01186	0,00871	0,00875	0,00937	0,01249	0,00765	0,01413	0,01145	0,01296
10—14	0,00531	0,00604	0,00513	0,00457	0,00438	0,00499	0,00612	0,00379	0,00625	0,00441	0,00573
15—19	0,00622	0,00710	0,00503	0,00547	0,00398	0,00495	0,00720	0,00412	0,00606	0,00567	0,00648
20—24	0,00787	0,00843	0,00703	0,00578	0,00426	0,00429	0,00758	0,00570	0,00911	0,00935	0,01021
15—24	0,00696	0,00767	0,00589	0,00565	0,00412	0,00463	0,00736	0,00480	0,00735	0,00725	0,00813
25—29	0,00868	0,00892	0,00821	0,00851	0,00466	0,00542	0,00804	0,00788	0,01081	0,01048	0,01307
30—34	0,00951	0,00904	0,00837	0,00713	0,00529	0,00542	0,00919	0,00775	0,01031	0,01075	0,01341
25—34	0,00906	0,00898	0,00828	0,00778	0,00497	0,00543	0,00859	0,00782	0,01059	0,01060	0,01323
35—39	0,01145	0,01087	0,01041	0,01216	0,00596	0,00728	0,00979	0,01022	0,01168	0,01195	0,01806
40—44	0,01209	0,01151	0,01173	0,00879	0,00669	0,00817	0,00906	0,01037	0,01208	0,01113	0,01839
35—44	0,01175	0,01116	0,01102	0,01031	0,00632	0,00769	0,00945	0,01029	0,01187	0,01158	0,01822
45—49	0,01634	0,01594	0,01800	0,02108	0,00973	0,00983	0,01346	0,01518	0,01118	0,01313	0,02371
50—54	0,01883	0,01800	0,01957	0,01148	0,01075	0,01353	0,01290	0,01572	0,01344	0,01387	0,02335
45—54	0,01756	0,01695	0,01881	0,01528	0,01025	0,01739	0,01318	0,01546	0,01224	0,01348	0,02354
55—64	0,03569	0,03631	0,04020	0,03145	0,02172	0,02472	0,02754	0,03049	0,02492	0,02107	0,04399
65—74	0,06947	0,07384	0,07626	0,06731	0,05133	0,05808	0,05720	0,07406	0,05109	0,04584	0,07759
75—84	0,10620	0,10341	0,08744	0,12204	0,10078	0,12262	0,09380	0,11387	0,10760	0,08225	0,09976
85—94	0,13036	0,10585	0,08534	0,10516	0,14718	0,19337	0,10673	0,29352	0,15025	0,12643	0,15802
95—104	0,14166	0,11714	0,12411	0,09240	0,16498	0,22034	0,09859	0,37500	0,14368	0,15311	0,19565

Таблица XXXVII. Вероятности умереть у мужского пола в процентах к женскому
Table XXXVII. Pourcentage des probabilités à mourir pour le sexe masculin par rapport à celles pour le sexe féminin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0—1	114,5	119,5	119,4	121,2	121,5	122,1	113,0	133,8	113,7	112,5	110,4
1—2	105 9	108,8	109,2	112,3	104,2	101,0	112,7	122,0	104,7	109,1	101,5
2—3	104,0	105,7	108,3	108,8	103,5	103,8	104,1	126,5	109,2	101,9	86,2
3—4	98,4	103,3	108,7	110,2	116,5	101,6	90,1	112,0	98,3	101,3	94,0
4—5	96,0	100,0	111,8	115,9	107,0	98,2	102,4	117,1	96,5	94,5	106,7
5—9	101,8	101,0	112,0	106,7	113,1	96,0	95,1	122,5	112,2	96,9	118,9
10—14	96,6	94,4	103,9	93,3	104,9	98,5	104,2	124,2	83,4	96,3	107,2
15—24	95,6	91,9	102,2	101,5	137,9	133,9	96,6	103,3	85,5	74,5	98,1
25—34	98,7	82,1	84,9	86,6	110,7	134,3	75,6	94,2	76,6	66,4	70,1
35—44	103,2	82,0	84,1	89,6	118,3	110,7	89,2	107,1	73,8	73,2	76,7
45—54	114,8	93,2	93,3	96,2	104,5	85,4	107,7	115,1	108,1	101,8	92,2
55—64	101,2	81,8	82,4	88,8	110,1	113,4	94,5	107,0	101,6	110,8	83,9
65—74	100,0	88,1	87,6	88,8	110,0	108,4	86,1	94,3	97,9	106,8	95,3
75—84	101,8	96,2	95,0	96,8	107,4	100,4	87,5	108,8	91,2	102,5	154,8
85—94	107,6	96,7	97,8	105,7	106,5	96,5	90,9	—	88,3	99,3	—
95—104	117,0	105,4	105,5	98,7	105,0	—	91,0	—	99,0	108,0	—

детей во время переписи и текущих записей, трудно без специальных исследований с полной несомненностью объяснить такие значительные различия в смертности мальчиков и девочек до 1 года. Демографам давно уже известно, что мальчики по своей природе менее жизнеспособны, чем девочки. Однако трудно, на наш взгляд, одной наследственностью объяснить чрезвычайно большие различия в смертности разных народностей, которые выявляются нашими таблицами смертности. Большая смертность евреев мальчиков может быть отчасти объяснена санитарными условиями небольших городов, которые нами взяты. Естественно, что неблагоприятные условия в большей мере влияют на слабейшие организмы мальчиков, чем на более сильные девочек.

Второй год жизни тоже носит отпечаток сравнительно неблагоприятной смертности мальчиков, хотя уже в значительно меньшей степени. Очень большую избыточную смертность и здесь находим у евреев (22%). Из других народностей с большой избыточной смертностью грудных мальчиков имеют ее и на втором году жизни только литовцы (12,3%); у латышей, особенно же у эстонцев, она весьма невелика (4,2 и 1%). Мера избыточной смертности мальчиков почти осталась без перемен у молдаван (12,7%), значительна она также у белорусов, башкир и украинцев (9,2, 9,1 и 8,8%); у русских она невелика (5,9%).

Бо́льшую вероятность умереть у мальчика, чем у девочки, имеют все народности, за исключением чувашей, даже на третьем году жизни. Мера избыточной смертности по-прежнему очень велика у евреев (26,5%), значительна она также у татар, литовцев и белорусов (8—9%), минимальна же у башкир (1,9%). На четвертом году жизни избыточную смертность мальчиков находим уже только у восьми на-

родностей, причем она меньше, чем в предыдущем возрастном периоде. Значительна она все же у латышей (16,5%), евреев (12,9%), литовцев (10,2%) и белорусов (8,7%). Пятый год жизни дает еще более пеструю картину. Во второй половине детских возрастов (5—9 лет) у эстонцев, молдаван и башкир находим избыточную смертность девочек в 3—5%; у русских и украинцев наблюдалась лишь весьма небольшая избыточная смертность мальчиков (1—2%), а у прочих народностей она была значительно больше, доходя у евреев до 22,5%.

В окончательном итоге в течение всех детских возрастов 0—9 лет избыточная смертность мальчиков была максимальна у евреев (23,1%); значительна она также и у литовцев (14%), латышей (13,1%), белорусов (11,5%) и эстонцев (10%), а минимальна у чувашей (5,1%), башкир (5,9%) и молдаван (6,2%); невелика она также у русских и татар (7,4 и 7,8%) и довольно значительна у украинцев (9,9%).

Годы минимальной смертности (10—14 лет) у многих народностей приносят сравнительно небольшую разницу между мерами смертности у обоих полов. Только у евреев по-прежнему находим весьма значительную избыточную смертность мужского пола (24,2%). Имеют ее и чуваши, белорусы, латыши и молдаване, но не в такой мере, у других же народностей вероятность умереть у женского пола больше, чем у мужского. Совсем иная картина имела место для периода 15—24 лет. Здесь только две национальности с минимальной смертностью — латыши и эстонцы — имели большую избыточную смертность мужчин (37,9 и 33,9%); у евреев, белорусов и литовцев же она всего 1,5 и 3,3%. У прочих народностей имело место более интенсивное вымирание женщин. Особо значительно оно у башкир и татар (24,5 и 14,5%), отчасти у украинцев (8,1%); у русских, молдаван и чувашей избыточная смертность женщин значительно меньше.

В дальнейших возрастных периодах смертность русской народности представляла довольно пеструю картину. В большинстве случаев, правда, вероятность умереть у обоих полов расходится лишь незначительно. Украинцы, начиная с 10 лет и до 94, имели вполне ясно выраженную избыточную женскую смертность, которая особенно велика в возрастах 25—44 и 55—64 лет (около 18%). Нечто подобное, хотя и в меньшей мере, находим и у белорусов начиная с 25—34 лет. Мерами своей сравнительной интенсивности вымирания обоих полов в зрелых возрастах к двум последним славянским народностям приближаются литовцы, молдаване, отчасти татары, башкиры и чуваши. Полную противоположность им представляют латыши, у которых во всех приводимых нами возрастных периодах имела место избыточная смертность мужчин; в значительной мере то же наблюдалось и у эстонцев, а также у евреев.

Сравним теперь меры интенсивности смертности женских поколений для наиболее показательных для человека возрастов у разных народностей. Минимальную вероятность умереть на первом году жизни имела новорожденная девочка у латышей (0,14922), а максимальную — у русских (0,30792). Приняв минимальную величину за 100, получим числа, характеризующие избыточную смертность грудных девочек у других народностей. Меньше 10% она у эстонцев (2,9%), молдаван (4,3%) и евреев (9,8%); за ними следуют литовцы (11,3%). Белорусы (24,6%), украинцы (29,1%) и башкиры (36,6%) занимают среднее место, а татары (52,3%), чуваши (63,9%) и русские (106,4%) имели максимальную смертность грудных девочек.

Вероятность у девочки, достигшей 1 года, умереть в течение следующих 9 лет детской жизни весьма различна у разных народностей.

Меньше всего она у эстонцев, литовцев и латышей (0,15574, 0,15674 и 0,15763); больше у евреев (0,18184), молдаван (0,21410) и украинцев (0,21816); она еще больше у белорусов (0,23826), башкир (0,23987), татар (0,24538), чувашей (0,25192) и русских (0,26987). Приняв величину для эстонцев за 100, получим числа избыточной смертности девочек 1—9 лет у других народов. Она весьма незначительна у литовцев (0,6%) и латышей (1,2%); у евреев избыточная смертность составляла уже 16,8%, у молдаван и украинцев еще больше (37,5 и 40,1%); весьма значительна она у белорусов (53%), башкир (54%), татар (57,6%), особенно же велика у чувашей (61,8%) и русских (73,3%). Любопытны также числа, характеризующие сравнительную интенсивность смертности у мальчиков и девочек 1—9 лет. У эстонцев меры равны; весьма незначительную избыточную смертность находим у мальчиков чувашей (1,6%), башкир (2,1%), русских (2,4%), молдаван (2,9%). Невелика она также у украинцев и татар (4,3 и 4,9%), больше у латышей (7,7%), белорусов (8,7%) и литовцев (9,5%) и максимальна у евреев (19,5%).

В конечном итоге процесса вымирания детей до 5 лет доживает больше всего девочек эстонок и латышек (74,9%), а также литовок (73,4%), меньше же всего русских (54,2%) и чувашек (60,3%); украинки занимают 6-е место (66,8%), белоруски — 5-е (65,8%), еврейки — 8-е (71,1%). Из указанных народностей для женского пола переменили свое относительное место по сравнению с мужским только белорусы и евреи, подвинувшись на одно место вперед. Разница в смертности девочек до 5 лет между крайними группами (русские — эстонцы) еще больше, чем у мальчиков. Русских девочек умирает до достижения пятилетнего возраста на 82,7% больше, чем эстонок, в то время как различие для мальчиков составляет 75%.

Ту же картину находим в отношении выживания девочек до 10 лет, с той только разницей, что наименьшая смертность наблюдается уже не у эстонок, а у латышек. Следует, впрочем, отметить, что различия в интенсивности вымирания эстонок и латышек в детских возрастах вообще ничтожны. До 10 лет доживает немного более половины новорожденных девочек русских (50,5%) и 71,7% латышек. Разница между крайними народностями достигает 74,6%, в то время как у мальчиков она всего 69,3%.

Избыточную детскую смертность разных народностей легко выявить, приняв за 100 число смертных случаев у 100 000 новорожденных латышек до достижения ими 10 лет. Тогда для других национальностей получим такие числа:

Эстонцы	100,7	Белорусы	134,1
Литовцы	104,8	Башкиры	139,3
Евреи	111,5	Татары	147,1
Молдаване	118,7	Чуваши	153,5
Украинцы	130,2	Русские	174,6

Различия в детской смертности очень невелики у латышей, эстонцев и литовцев; вторую группу с избыточной смертностью 10—20% составляют евреи и молдаване; в третью с избыточной смертностью 30—40% входят украинцы, белорусы и башкиры; татары, чуваши и особенно русские стоят на крайнем полюсе.

Чрезвычайно интересную картину можно обнаружить при сравнительном изучении смертности женщин в рабочих возрастах 20—59 лет. Недостающие в наших таблицах смертности значения доживающих до 20 и 60 лет мы находим как средние арифметические из двух соседних величин.

Минимальную вероятность умереть в течение 40 лет трудовой жизни имели женщины латышки, которых вымирало в среднем за год меньше 0,75%, а максимальную — чувашки со смертностью, которая лишь на немного не достигала 1,5% в год. Латышки в рабочих возрастах в 1896—1897 гг. имели исключительно низкую интенсивность смертности по сравнению с другими народностями Европейской России. Даже избыточная смертность эстонок составляет 24,9%. Порядок других народностей весьма своеобразен. За эстонками следуют молдаванки с мерой избыточной смертности в 32,2%, башкирки (35,5%), затем еврейки и татарки с одинаковой избыточной смертностью в 37,2% и литовки (38,6%). Следующую группу с весьма значительной мерой избыточной смертности составляют славянские народы: украинцы, русские и белорусы, числа которых лишь немного расходятся (52,4, 53,7 и 55,8%). Совсем особняком стоят чуваши со своей непомерно высокой смертностью женщин в возрастах 20—59 лет, которая превосходит меру для латышек чуть ли не в 2 раза (на 90,1%). Сравнивая эти числа с величинами избыточной смертности для мужчин 20—59 лет у разных народностей (по сравнению с латышами), находим, что различия в интенсивности смертности женщин везде выше. Различия особо значительны у украинцев, белорусов, литовцев, молдаван, татар, башкир и чувашей, и только у русских, эстонцев и евреев они невелики.

По сравнительной силе смертности во всех рабочих возрастах изучаемые народности можно разбить на две группы. Большинство их имеет ясно выраженное преобладание жизнеспособности мужчин в возрастах трудовой жизни и только у четырех из них имела место меньшая интенсивность смертности у женщин. При этом различия в пользу мужчин больше, чем для женщин. Приняв вероятность у 20-летней женщины умереть до достижения 60 лет за 100, получим относительные величины, характеризующие избыточную смертность того или другого пола. Максимальную относительную жизнеспособность женщин находим у латышей, где мера смертности мужчин на 10,1% больше числа для женщин, отчасти также у евреев (6%), эстонцев (4,6%) и русских (4%). Наименьшую сравнительную жизнеспособность имели женщины у чувашей, где вероятность умереть в течение 40 лет трудовой жизни у мужчин составляет всего 87,2% меры для женщин. Непосредственно за чувашами следуют украинцы, у которых женская избыточная смертность доходит до 11,6%, башкиры (10,5%), белорусы (10,1%), литовцы (9%), татары (8,1%). Только молдаване имели избыточную женскую смертность в 5%. Так как (кроме евреев) мы брали население уездов, которое занималось главным образом сельским хозяйством, различия эти имеют большое показательное значение.

Объяснить их вполне научно, без детального анализа статистики причин смерти нет возможности, а сделать такой анализ тоже невозможно из-за отсутствия соответствующих данных. Попробуем пролить некоторый свет на приведенные числа, для чего сделаем анализ относительных чисел, полученных из коэффициентов смертности для пятилетних периодов трудовой жизни человека. Приняв коэффициент смертности женского пола за 100, получим для мужчин числа, характеризующие избыточную смертность того или другого пола.

У мужчин эстонцев, отчасти также латышей в цветущих возрастах (20—24 лет) находим очень большую избыточную смертность по сравнению с женщинами (78,1 и 50,2%). Нечто противоположное имело место у башкир и евреев, где избыточная женская смертность доходи-

Таблица XXXVIII. Сравнительная интенсивность смертности обоих полов в рабочих возрастах
Table XXXVIII. Intensité comparée de la mortalité pour les deux sexes d'âge en état de travailler

Народности Nationalités		Вероятность 20-летнему умереть до достижения 60 лет Probabilité à mourir pour un individu âgé de 20 ans avant d'avoir atteint l'âge de 60 ans		В процентах $q_{20/60}$ для мужчин к $q_{20/60}$ для женщин $q_{20/60}$ pour le s. masc. par rapp. à $q_{20/60}$ pour le s. fém.	Вероятность у женщин в процентах к $q_{20/60}$ для латышей Probabilité pour le s. féminin par rapp. à $q_{20/60}$ pour les lettes	Коэффициент смертности m_x для мужчин в процентах к числу для женщин Pourcentage des taux de mortalité m_x pour le s. masc. par rapport à ceux pour le s. féminin.						
		м. п. s. m.	ж. п. s. f.			20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	50—54
а		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Русские	Russes	0,45997	0,44237	104,0	153,7	102,9	97,8	99,3	96,1	111,7	115,5	118,5
Украинцы	Ukrainiens	0,38792	0,43863	88,4	152,4	101,2	83,4	79,3	74,6	88,7	89,2	96,8
Белорусы	Blancs-russes	0,40294	0,44840	89,9	155,8	110,5	85,5	83,0	76,5	92,9	90,2	95,9
Литовцы	Lithuaniens	0,36307	0,39886	91,0	138,6	117,1	85,0	86,7	71,0	112,1	70,9	125,0
Латыши	Lettes	0,31081	0,28783	110,1	100,0	150,2	122,3	100,9	117,6	120,9	122,9	137,7
Эстонцы	Estoniens	0,37610	0,35952	104,6	124,9	178,1	136,9	134,5	105,2	120,3	123,8	132,1
Молдаване	Moldaves	0,36153	0,38060	95,0	132,2	99,7	74,5	75,3	82,0	97,1	102,2	114,9
Евреи	Juifs	0,41871	0,39487	106,0	137,2	82,5	92,5	95,9	104,8	111,1	107,2	127,9
Татары	Tatares	0,36284	0,39481	91,9	137,2	100,7	77,1	73,8	67,1	78,8	103,6	115,0
Башкиры	Bachkirs	0,34889	0,38989	89,5	135,5	78,4	61,9	69,7	60,7	86,8	97,6	107,9
Чуваши	Tchouvaches	0,47722	0,54704	87,2	190,1	101,1	72,7	64,2	64,2	87,5	77,5	107,9

ла до 21,6 и 17,5%. У молдаван, татар, чувашей, украинцев и русских находим почти одинаковые меры интенсивности смертности обоих полов, остальные же народности, имея сравнительно небольшую избыточную смертность мужчин 20—24 лет, занимают среднее место. В возрастах 25—34 лет только эстонцы и латыши имеют избыточную смертность мужчин, у прочих же народностей женские поколения вымирали в большей мере, чем мужские. Даже пятилетний период 35—39 лет дает больший или меньший перевес женской смертности у всех национальностей, за исключением латышей, эстонцев и евреев. Только в более старых возрастах мера смертности мужчин начинает превышать женскую, да и то не у всех народностей. Так, украинцы и белорусы во всех приводимых возрастных периодах имели бо́льшую интенсивность смертности у женщин; чуваши и татары только в возрастах 50—54 лет имели больший коэффициент смертности для мужского пола и т. д.

Порядок народностей по интенсивности смертности женщин в старческих возрастах не тот, что для мужчин. Минимальный коэффициент смертности стационарного женского населения старше 60 лет имели башкиры (0,05860), а максимальный — евреи (0,07710), т. е. больший на 31,6%. К народностям со сравнительно небольшой смертностью пожилых женщин относились: латыши (0,06361), молдаване (0,06425) и татары (0,06532); к национальностям же, где женщины старше 60 лет вымирали весьма значительно, кроме евреев, — чуваши (0,07622), украинцы (0,07421), русские (0,07394), белорусы (0,07318), литовцы (0,07275), отчасти даже эстонцы (0,06930).

В результате неодинаковой интенсивности смертности стариков обоего пола взаимоотношения их жизнеспособности различны у разных народностей. Приняв коэффициент стационарного женского населения в старческих возрастах за 100, получим такую картину. У эстонцев (6,3%), чувашей (5,4%), башкир (4,2%), латышей (3,9%) и русских (1,9%) имела место сравнительно небольшая избыточная смертность мужского пола; у евреев находим почти одинаковые числа для обоих полов (100,8%), а у остальных народностей жизнеспособность старух значительно меньше, чем стариков. Так, избыточная смертность их у белорусов (10,9%), молдаван (10,7%) и украинцев (10%) сравнительно весьма велика, у литовцев она несколько меньше (8,1%), минимальна же у татар (4,7%). Нам думается, что, несмотря на наши сомнения относительно точности мер интенсивности вымирания населения в старческих возрастах, приведенные числа, в общем, правильно констатируют то, что имело место в действительности. В Европейской России существовали две группы народностей: одна с повышенной женской смертностью в старческих возрастах, другая та, где женщины имели большую жизнеспособность, чем мужчины. Евреи, отчасти также русские занимали промежуточное место.

Средняя продолжительность предстоящей жизни

Может быть, самым крупным достоинством таблиц смертности в деле научного изучения ее является нахождение средней продолжительности предстоящей жизни населения. Для новорожденного она одним числом характеризует все разнообразие условий смертности данного поколения, для других возрастов — смертность его в течение последующих лет. Такая характеристика при помощи одного общепонятного числа имеет свои специфические преимущества перед всеми другими, в том числе и мерами интенсивности вымирания.

Наименьшую продолжительность жизни мужского пола для новорожденного имеют русские — всего 27,49 года; чуваши живут на полтора года больше, другие же народности живут значительно больше,

особенно латыши (43,07 года), эстонцы (41,61 года), литовцы (41,12 года) и молдаване (40,5 года); украинцы занимают среднее (5-е) место (36,31 года), евреи — 6-е (36,5 года), белорусы — 4-е (35,5 года). Ранние детские годы отличаются большой смертностью, и потому величина средней продолжительности жизни растет, причем своего максимума она обычно достигает между 3 и 5 годами. По нашим таблицам смертности максимальная продолжительность жизни имеет место у мальчиков 5 лет у всех изучаемых народностей, кроме литовцев и эстонцев (4 лет). Они в этом отношении более приближаются к западноевропейским странам, где в Англии (1891—1900 гг.), Франции (1898—1903 гг.), Германии (1891—1900 гг.) и Австрии (1900—1901 гг.) максимальная средняя продолжительность жизни мужского пола падает на 3 года, в Италии (1899—1902 гг.) — на 4, а в Швеции (1891—1900 гг.) — даже на 2 года. Различия для 3, 4 и 5 лет так невелики, что их по временам следует отнести скорее за счет разных методов построения таблиц смертности и, в частности, способов интерполирования первичных статистических данных.

То же сравнительное место по величине средней продолжительности жизни, что у новорожденных мальчиков, сохранили дети 5 лет у таких народностей: латыши (11-е), литовцы (9-е), молдаване (8-е), украинцы (5-е) и белорусы (4-е). Наименьшую величину находим у чувашей, на 2-м же месте стоят русские; эстонцы значительно снизились (с 10-го на 7-е место), поменявшись местами с башкирами. Равным образом поменялись местами евреи с татарами, снизившись с 6-го места на 3-е.

Максимальную среднюю продолжительность жизни, бо́льшую 50 лет, имеют мужчины всех народностей, за исключением чувашей и русских. Небезынтересно отметить, что продолжительность жизни некоторых национальностей, населявших Европейскую Россию в 1896—1897 гг., была не меньше, чем в Германии (40,56 года для новорожденного), и значительно превосходила австрийскую (37,77 года).

Различия средней продолжительности жизни у разных народностей наиболее ясно можно усмотреть из приводимой ниже таблицы относительных величин, где максимальная продолжительность для каждого возраста принята за 100.

Для взятых нами наиболее показательных возрастов имеем весьма своеобразную картину. Максимальную продолжительность предстоящей жизни для новорожденных мальчиков и детей 5 лет имеют латыши, для 10- и 15-летних — башкиры и для 25-, 55- и 65-летних — молдаване. Самое большое различие для новорожденных имеет место у русских и латышей, причем оно доходит до 36,17%; разницу меньше 5% находим у эстонцев (3,39%) и литовцев (4,53%). У большинства народностей она лежит между 10 и 20%. К ним относятся: башкиры (13,65%), евреи (15,09%), украинцы (15,7%), белорусы (17,58%) и татары (19,62%); у чувашей она немного больше 28%, а у молдаван всего 6%.

После вымирания в течение первых 5 лет жизни различия в продолжительности ее делаются значительно меньшими. Они не превосходят 5% у пяти народностей: башкир (0,29%), литовцев (1,82%), молдаван (1,88%), эстонцев (4,19%) и татар (4,68%); у украинцев и белорусов различия по сравнению с латышами немного превышают 5% (5,29 и 5,52%); у евреев — 6,21%; только у русских и чувашей они несколько больше 10% (11,14 и 14,34%). Еще теснее пределы расхождений величин средней продолжительности жизни для 10 лет —

Таблица XXXIX. Средняя продолжительность предстоящей жизни ($\mathring{e}_x$). Мужской пол
Table XXXIX. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$). Sexe masculin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	27,49	36,31	35,50	41,12	43,07	41,61	40,50	36,57	34,62	37,19	30,98
1	41,29	46,07	44,53	50,41	51,55	50,13	48,08	45,75	45,57	47,16	41,32
2	45,36	49,22	48,00	52,80	53,51	51,77	52,16	49,34	48,75	50,89	45,04
3	47,38	50,92	50,02	53,67	54,38	52,53	53,18	50,83	50,56	52,87	45,30
4	48,33	51,70	51,18	53,96	54,82	52,60	53,63	51,28	51,74	54,09	46,33
5	48,76	51,97	51,84	53,87	54,87	52,57	53,84	51,46	52,30	54,71	47,00
10	47,15	49,91	50,24	51,32	52,53	49,87	51,98	48,82	51,43	52,69	45,60
15	43,32	46,20	46,53	47,37	48,70	46,05	48,58	44,93	47,72	48,76	41,94
25	35,05	39,30	39,11	39,88	41,27	38,69	41,79	36,96	40,48	41,17	35,01
35	28,85	31,90	31,59	32,30	33,33	31,27	34,24	29,40	33,44	33,77	27,87
45	21,05	24,46	24,16	24,94	25,55	23,65	26,80	22,27	26,01	26,28	**21,25**
55	15,83	17,79	17,84	18,10	17,89	16,61	20,16	15,71	19,01	19,43	15,19
65	10,72	12,14	12,80	11,82	11,47	10,53	14,71	10,02	13,13	13,33	9,71
75	7,28	8,95	10,50	7,64	7,06	6,20	10,92	5,77	8,73	9,06	5,63
85	5,01	8,02	8,05	7,68	4,83	3,57	9,20	3,00	6,68	6,13	3,00
95	2,91	5,84	5,48	7,51	8,79	4,46	7,74	—	5,24	3,60	—
105	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	—	3,00	3,00	—

Таблица XL. Средняя продолжительность предстоящей жизни ($\mathring{e}_x$). Женский пол
Table XL. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$). Sexe féminin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	29,82	36,85	36,76	42,40	46,91	44,58	40,50	41,36	35,13	37,31	30,98
1	41,94	44,57	44,08	49,78	54,08	51,61	46,91	48,40	44,36	45,78	39,91
2	45,77	47,24	47,09	51,75	56,06	53,30	50,25	51,31	47,23	48,05	**42,40**
3	47,70	48,67	48,81	52,42	56,95	54,05	51,11	52,34	48,72	50,76	**44,00**
4	48,70	49,32	49,74	52,56	57,24	54,22	51,67	52,66	49,85	51,86	**45,08**
5	49,20	49,53	50,18	52,33	57,25	54,14	51,80	52,69	50,41	52,51	**45,60**
10	47,56	47,30	48,09	49,55	54,70	51,62	49,98	49,65	48,92	50,45	43,49
15	43,77	43,67	44,28	45,64	50,85	47,86	46,46	45,55	45,40	46,52	39,68
25	36,57	36,76	36,66	38,00	42,78	39,80	39,63	37,55	38,48	39,65	32,63
35	29,57	29,76	29,40	30,68	34,71	31,84	32,74	30,20	32,23	33,54	26,55
45	22,65	22,69	22,26	23,48	26,65	23,99	25,50	22,94	25,68	27,05	20,89
55	16,07	15,99	15,87	16,55	19,00	17,63	18,40	15,96	18,38	20,25	15,17
65	10,98	10,96	11,46	10,94	12,44	11,23	12,78	9,98	12,24	13,88	11,07
75	7,81	8,50	10,04	7,40	7,80	6,64	9,22	6,48	7,43	9,33	9,41
85	6,23	7,86	9,00	8,25	5,22	5,25	8,06	3,00	5,21	6,32	4,73
95	5,21	6,30	5,99	7,44	4,16	3,00	7,14	—	5,13	4,71	4,37
105	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	—	3,00	—	3,00	3,00	3,00

Таблица XLI. Порядок народностей по величине средней продолжительности жизни
Table XLI. Ordre dans lequel sont réparties les nationalités selon l'espérance de vie

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	Мужской пол					Sexe masculin					
0	1	5	4	9	11	10	8	6	3	7	2
5	2	5	4	9	11	7	8	3	6	10	1
10	2	5	6	7	10	4	9	3	8	11	1
15	2	5	6	7	10	4	9	3	8	11	1
25	2	6	5	7	10	4	11	3	8	9	1
35	2	6	5	7	8	4	11	3	9	10	1
45	2	6	5	7	8	4	11	3	9	10	1
55	3	5	6	8	7	4	11	2	9	10	1
65	4	7	8	6	5	3	11	2	9	10	1
	Женский пол					Sexe féminin					
0	1	5	4	9	11	10	7	8	3	6	2
5	2	3	4	7	11	10	6	9	5	8	1
10	3	2	4	6	11	10	8	7	5	9	1
15	3	2	4	7	11	10	8	6	5	9	1
25	2	4	3	6	11	10	8	5	7	9	1
35	3	4	2	6	11	7	9	5	8	10	1
45	3	4	2	6	10	7	8	5	9	11	1
55	5	4	2	6	10	7	9	3	8	11	1
65	4	3	7	2	9	6	10	1	8	11	5

конца специфической детской смертности, где даже для чувашей и башкир они не достигают 13,5%.

Возрасты от 15 до 19 лет обычно считаются полурабочими, равно как и десятилетие от 60 до 69 лет, а возрасты 20—59 — рабочими. Интересным представляется установление величины предстоящей продолжительности жизни новорожденного как в полурабочих, так и в рабочих возрастах. Чем она больше, тем, естественно, при прочих равных условиях бо́льшую сумму рабочей энергии может доставить данное население. Экономическая его ценность, которой особо много занимаются последнее время, зависит в первую очередь от этой величины. В наших таблицах смертности нет чисел доживающих и средней продолжительности жизни для возрастов 20, 60 и 70 лет, а потому мы их интерполировали исходя из гипотезы равномерного распределения смертных случаев в пределах десятилетних возрастных периодов 15—24, 55—64 и 65—74 лет, т. е. мы брали средние арифметические из двух соответствующих величин.

Разные народности по величине своей отсроченной временной средней продолжительности жизни в рабочих возрастах значительно отличаются между собой, что явствует из приводимой таблицы.

Приняв год жизни в полурабочих возрастах за полгода рабочих возрастов, получаем числа, характеризующие количества рабочей энергии, доставляемой поколениями разных народностей в условиях смертности 1896—1897 гг. Меньше всего жизни в производительных

Таблица XLII. Средняя продолжительность жизни народностей в процентах к максимальной продолжительности у населения данного возраста
Table XLII. Pourcentage de l'espérance de vie par rapport à la durée maximum de la vie

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	a
	Мужской пол						Sexe masculin					
0	63,83	84,30	82,42	95,47	100,00	96,61	94,03	84,91	80,38	86,35	71,93	0
5	88,86	94,71	94,48	98,18	100,00	95,81	98,12	93,79	95,32	99,71	85,66	5
10	89,49	94,72	95,35	97,40	99,70	94,65	98,65	92,65	97,61	100,00	86,54	10
15	88,84	94,93	95,43	97,15	99,88	94,44	99,63	92,15	97,87	100,00	86,01	15
25	86,03	94,04	93,59	95,43	98,76	92,58	100,00	88,44	96,87	98,52	83,78	25
55	78,52	88,24	88,49	89,78	88,74	82,30	100,00	77,93	94,30	96,38	75,35	55
65	72,88	82,53	87,02	80,35	77,97	71,58	100,00	68,12	89,26	90,62	66,01	65
	Женский пол						Sexe féminin					
0	63,57	78,55	78,36	90,39	100,00	95,03	86,34	88,17	74,89	79,54	66,04	0
5	85,94	86,52	87,65	91,41	100,00	94,57	90,48	92,03	88,05	91,72	79,65	5
10	86,95	86,47	87,92	90,58	100,00	94,37	91,37	90,77	89,43	92,23	79,51	10
15	86,08	85,88	87,08	89,77	100,00	94,12	91,37	89,58	89,28	91,48	78,03	15
25	85,48	85,93	85,69	88,83	100,00	93,24	92,64	87,77	89,95	92,68	76,27	25
55	79,36	78,96	78,37	81,73	93,83	87,06	90,86	78,81	90,77	100,00	74,91	55
65	79,11	78,96	82,56	78,82	89,63	80,91	91,71	71,90	88,18	100,00	79,76	65

возрастах можно было ожидать у мужчин русских — всего 16,41 года, больше всего у латышей (25,96 года); украинцы занимают среднее (5-е) место (21,59 года), белорусы — 4-е (21,03 года), евреи — 6-е (22,03 года). В этом отношении народности, населявшие бывшую Европейскую Россию, по общему правилу, уступают западноевропейским государствам, среди которых одна только Австрия имела продолжительность жизни в рабочих возрастах меньшую, чем латыши, эстонцы, литовцы и молдаване, и Германия, где она меньше, чем у латышей и эстонцев. Другие народы имеют большие числа, как-то: Италия — 26,28 года, Англия — 27,36, Франция — 27,82, а Швеция — даже 30,83 года.

Приняв максимальную отсроченную временную среднюю продолжительность жизни за 100, получим наглядную характеристику разных народностей в этом отношении. Первую группу с максимальной разницей составляли: русские, которые в среднем жили в производительных возрастах меньше, чем латыши, на 36,79%, чуваши — на 28,62%, татары — на 21,73%; ко второй промежуточной группе относятся башкиры (14,21%), евреи (15,14%), украинцы (16,83%) и белорусы (18,99%); наименьшую разницу имели эстонцы — всего 0,39%, литовцы (3,78%) и молдаване (7,59%).

Небезынтересным представляется также соотношение средней продолжительности трудовой и нетрудовой жизни населения. Для получения чисел, характеризующих эту сторону проблемы, величины отсроченной временной продолжительности жизни в трудовых возрастах мы делили на соответствующие числа средней продолжительности жизни для новорожденного. Следует отметить, что полученные таким образом величины зависят исключительно от взаимоотношений срав-

Таблица XLIII. Отсроченная временная средняя продолжительность жизни в рабочих возрастах.
Table XLIII. Espérance de vie des nationalités d'âge en état de travailler

Народности Nationalités	Мужской пол Sexe masculin						Женский пол Sexe féminin					
	15—19	20—59	60—69	Всего Total	Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Pourcentage par rapport: максимальной продолжительности à la durée maximum	Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Pourcentage par rapport: продолжительности для новорожденного каждой народности à l'espérance de vie d'un nouveau-né	15—19	20—59	60—69	Всего Total	Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Pourcentage par rapport: максимальной продолжительности à la durée maximum	Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Pourcentage par rapport: продолжительности для новорожденного каждой народности à l'espérance de vie d'un nouveau-né
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Русские Russes	2,26	14,35	1,86	16,41	63,21	59,69	2,44	15,51	2,07	17,77	62,77	59,59
Украинцы Ukrainiens	2,86	18,78	2,76	21,59	83,17	59,46	3,03	19,26	2,54	22,05	77,89	59,84
Белорусы Blancs-russes	2,78	18,35	2,57	21,03	81,01	59,24	3,00	19,33	2,41	22,04	77,85	59,96
Литовцы Lithuaniens	3,21	21,46	3,83	24,98	96,22	60,75	3,42	22,43	3,20	25,74	90,92	60,71
Латыши Lettes	3,30	22,35	3,91	25,96	100,00	60,27	3,49	24,47	4,18	28,31	100,00	60,35
Эстонцы Estoniens	3,32	22,55	3,30	25,86	99,61	62,15	3,47	23,59	3,65	27,15	95,90	60,90
Молдаване Moldaves	3,08	20,47	3,23	23,99	92,41	59,23	3,20	20,71	3,16	23,89	84,39	58,99
Евреи Juifs	2,37	19,49	2,70	22,03	84,86	60,24	3,34	22.10	3,13	25,34	89,51	61,27
Татары Tatares	2,66	17,59	2,79	20,82	78,27	58,69	2,80	17,05	3,55	20,23	71,46	57,59
Башкиры Bachkirs	2,88	19,04	3,62	22,27	85,79	59,88	2,93	18,67	3,00	21,64	76,44	58,00
Чуваши Tchouvaches	2,60	16,19	2,07	18,83	71,38	59,81	2,71	15,94	0,74	17,67	62,42	57,04

нительной интенсивности смертности населения в разные периоды жизни человека — до наступления рабочего возраста, в производительных возрастах и в старческих. А потому вполне естественно, что взаимоотношения такого рода не могут быть очень разнообразными, и различия между разными народностями не должны представлять сколько-нибудь значительной величины. Наиболее благоприятно соотношение продолжительности трудовой и нетрудовой жизни находим у мужского поколения эстонцев, где 62,15% всей предстоящей жизни протекает в возрастах производительных, а наименее благоприятно оно у татар (58,69%), причем эта максимальная разница не достигает даже 3,5%. Остальные народности находятся в пределах от 59,23% (молдаване) до 60,75% (литовцы), т. е. колебания едва достигают 1,5%.

Остается охарактеризовать среднюю продолжительность предстоящей жизни мужчин в пожилых возрастах. Как известно, во всех странах, особенно же у нас, показания возраста, в основном старческого, не заслуживают доверия. Первичные данные нами совершенно не выравнены, и потому величины средней продолжительности жизни стариков по нашим таблицам становятся еще более сомнительными, чем по полным выравненным таблицам смертности. Максимальную продолжительность жизни имеют 65-летние молдаване, башкиры и татары (14,71, 13,33 и 13,13 года), а чуваши (9,71 года), евреи (10,02 года), эстонцы (10,53 года) и русские (10,72 года) — минимальную; остальные народности занимают среднее место. Таких больших чисел, как у первой группы, не находим ни в одном государстве Западной Европы, где даже шведы (1891—1900 гг.) для мужчин 65 лет имеют продолжительность жизни всего в 12,24 года; Англия же (10,34 года), Франция (10,46 года), Италия (10,58 года), Германия (10,12 года) и Австрия (9,92 года) имеют числа, меньшие не только чем у первой, но даже чем у средней группы народностей бывшей Европейской России.

В заключение в отношении средней продолжительности жизни мужского пола изучаемых народностей следует отметить большую закономерность в порядке размещения их мер по величине до достижения старческих возрастов. Так, до 65 лет чуваши только в одном случае (для новорожденного) стоят на 2-м месте, в других же они всюду имеют минимальную продолжительность жизни; русские, занимая для новорожденных 1-е место, стоят далее до 45 лет на 2-м месте; украинцы сначала занимают 5-е место, потом 6-е и 7-е; белорусы — 4, 6 и 5-е; литовцы — 9-е и 7-е; латыши — 11, 10 и 8-е и т. д. Обращает на себя внимание большая продолжительность жизни мужчин башкир, начиная с 5 года жизни (10-е и 11-е место).

Вымирание женского пола у изучаемых нами народностей, как указано было выше, представляет свои особенности по сравнению с мужским, и потому порядок народностей по величине средней продолжительности жизни не таков, как у мужчин. Только чуваши до 55 лет сохранили свое относительное место — 2-е для новорожденных девочек и 1-е для остальных возрастов. Латышки отличаются самой большой продолжительностью жизни до 45 лет; непосредственно за ними следуют эстонки (до 25 лет); до 15 лет одно и то же место занимают белоруски (4-е); новорожденные девочки у русских имеют наименьшую продолжительность жизни (29,82 года), в 5 лет они стоят на 2-м месте, в 10 и 15 лет — на 3-м, в 65 лет — на 4-м; новорожденные украинки занимают в ряду других народностей среднее (5-е) место, но уже в 5 лет они снижаются на 3-е, в 10 и 15 лет — на 2-е, а в 25 лет поднимаются на 4-е место и т. д. Продолжительность жизни выше средней находим у башкирок, евреек, молдаванок и литовок.

В общем, как видно из таблицы относительных чисел, различия разных народностей для женского пола гораздо значительнее, чем для мужского. У новорожденных девочек, где, как и у мужского пола, латышки имеют максимальную продолжительность жизни, только эстонки и литовки отличаются от латышек менее чем на 10% (4,97 и 9,61%). Равным образом только две народности (евреи и молдаване) имеют разницу менее 15% (11,83 и 13,66%), прочие же — 30% и даже больше (русские и чуваши). То же самое имеет место и для других приводимых нами возрастов: различия почти всюду больше, чем у мужчин. Это, по-видимому, указывает на тот факт, что разнообразия в укладе жизни разных народностей и их наследственность имеют бо́льшее значение для женского пола, чем для мужского.

Охарактеризуем теперь отсроченную временную продолжительность жизни женщин в рабочих возрастах. И здесь различия представляются бо́льшими, чем у мужчин. В то время как новорожденные латышки в среднем проживут в рабочих возрастах 28,31 года, чувашки проживут всего 17,67 года, русские — 17,77 года, т. е. 62,42 и 62,77% того, что живут латышки. Различия достигают, таким образом, 37%. Даже эстонки на 4,1% живут в производительных возрастах меньше, чем латышки, а литовки меньше даже на 9,08%. Значительно больше величина разницы у украинок (на 22,11%), белорусок (22,14%) и даже у молдаванок (15,61%).

Особенно бросается в глаза сравнительно небольшая величина женской жизни в рабочих возрастах у башкир, где разница между ними и латышами достигает 23,56%, в то время как у мужчин она всего 14,21%.

Обратившись к числам, характеризующим отношение средней продолжительности жизни в производительных возрастах и общей для новорожденных, находим для ряда народностей (русские, украинцы, белорусы, литовцы, латыши, молдаване) картину, более или менее схожую с той, которая имеет место у мужчин; у других же национальностей замечаются довольно значительные различия. Так, в экономическом отношении наиболее благоприятное соотношение продолжительностей жизни находим у евреек (61,27%), что объясняется, быть может, не столько национальными особенностями, сколько условиями городской жизни, в противоположность деревенской. Непропорционально низки числа для женского пола по сравнению с мужским у чувашей (57,04 и 59,81%), башкир (58 и 59,88%), татар (57,59 и 58,69%) и эстонцев (60,90 и 62,15%).

Охарактеризуем, наконец, своеобразия средней продолжительности жизни обоих полов у изучаемых народностей, для чего приведем таблицу разностей между величинами продолжительности жизни у женщин и мужчин.

Наиболее своеобразны взаимоотношения средней продолжительности жизни новорожденных обоих полов у двух групп народностей: евреев (городское население), где женщины живут в среднем почти на 5 лет больше, чем мужчины (4,79 года), латышей (3,84 года), эстонцев (2,97 года), отчасти русских (2,33 года). С другой стороны, весьма незначительную разницу находим у башкир (0,12 года), татар (0,51 года) и украинцев (0,54 года). Наконец, совершенно совпадают величины средней продолжительности жизни новорожденных мальчиков и девочек у молдаван и чувашей. Можно сказать, что первая группа народностей с этой точки зрения более похожа на страны Западной Европы: Англию (3,64 года), Францию (3,37 года), Германию (3,41 года), Австрию (2,10 года), в то время как одна только Италия со своей не-

Таблица XLIV. Разница в средней продолжительности предстоящей жизни у женщин и мужчин

Table XLIV. Différence de l'espérance de vie des femmes et des hommes

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	+2,33	+0,54	+1,26	+1,28	+3,84	+2,97	0,00	+4,79	+0,51	+0,12	0,00
5	+0,44	—2,44	—1,06	—1,54	+2,38	+1,57	—2,04	+1,23	—1,89	—2,20	—1,46
10	+0,41	—2,61	—2,15	—1,77	+2,17	+1,75	—2,00	+0,63	—2,51	—2,24	—2,11
15	+0,45	—2,62	—2,25	—1,73	+2,15	+1,81	—2,12	+0,62	—2,32	—2,24	—2,26
25	+0,62	—2,54	—2,45	—1,88	+1,51	+1,20	—2,16	+0,59	—2,00	—1,52	—2,38
55	+0,24	—1,80	—1,97	—1,55	+1,11	+1,02	—1,76	+0,25	—0,63	+0,82	—0,62
20—60	+1,36	+0,46	+1,01	+0,76	+2,35	+1,29	—0,10	+3,31	—0,09	—0,63	—0,86

значительной разницей в 0,34 года напоминает собой народности России, относящиеся к последней группе.

Большая смертность мальчиков в начальных детских возрастах, особенно же на первом году жизни, объясняет то, что разница в средней продолжительности жизни к моменту исполнения у детей 5 лет у ряда народов делается отрицательной величиной. Только народности с максимальной разностью в пользу женского пола сохраняют ее в той или иной мере. Особо велика разница в пользу мужчин у украинцев (2,44 года), башкир (2,20 года) и молдаван (2,04 года). Следует вообще отметить, что в приводимых нами наиболее показательных возрастах наблюдается своеобразная закономерность. Всюду средняя продолжительность жизни женского пола больше, чем у мужского, у народностей первой группы: евреев, латышей, эстонцев и русских; народы с одинаковой продолжительностью жизни новорожденных (молдаване и чуваши) и со сравнительно небольшой разницей в пользу женщин (башкиры, татары, украинцы) всюду, за исключением одного случая (у башкир), имеют числа в пользу мужского пола.

Остается указать на своеобразие в количестве лет, прожитых поколениями мужчин и женщин разных народностей в рабочих возрастах. Женщины четырех народностей — чувашки, башкирки, татарки и молдаванки — живут несколько меньше, чем мужчины; еврейки (3,31 года), латышки (2,35 года), русские (1,36 года), эстонки (1,29 года) и белоруски (1,01 года) — на 1—3 года больше; украинки живут тоже больше, но всего на 0,46 года, литовки — на 0,76 года. Таким образом, и в этом отношении наблюдаются довольно большие своеобразия.

Стационарное население

Для более точного уяснения влияния того или иного порядка вымирания на количество и состав населения необходимым представляется обращение к гипотезе стационарности населения, введенной в науку Э. Галлеем [73]. Под таким населением при измерениях смертности понимают народонаселение, меры смертности которого остаются неизменными, где рождения распределяются пропорционально времени наблюдения и не наблюдается случаев миграции. Раз таблица смерт-

[73] О значении ее для научных исследований см. разд. II, гл. IV.

ности начинается со 100 000 новорожденных, в течение 1 года умирает тоже 100 000, причем распределение умерших по возрасту остается неизменным. Таким образом, как прямое следствие того или иного протекания вымирания, будем иметь разные количества стационарного, постоянно живущего, населения и живущего в пределах каждого возрастного периода, из которых происходят постоянное число смертных случаев, постоянные числа лиц, достигающих того или иного возраста, и т. д.

При помощи гипотезы стационарности, с соответствующими поправками на неодинаковость рождаемости, на основании таблиц смертности вычисляют вероятные числа будущих школьников, лиц в рабочих возрастах, вероятные контингенты призывных в будущем и т. п.

Охарактеризуем в первую очередь числа постоянно живущего, стационарного, населения у изучаемых народностей и его возрастной состав. Число постоянно живущих во всякий данный момент времени наблюдения равно количеству времени, прожитому всем поколением; число постоянно живущих лиц любого возраста — времени, прожитому поколением в пределах его, и т. д.

Приведем для наглядности таблицу относительных величин — процентные числа всего мужского стационарного населения у разных народностей и число мужчин 20—44 лет, где за 100% приняты соответствующие числа наиболее многочисленного мужского населения — латышей.

При ежегодном числе новорожденных в 100 000 душ число населения мужского пола у русских лишь немногим не достигает 2,75 млн., у латышей же оно равно 4 308 260, т. е. максимальная разница достигает 36,17%. Остальные народности насчитывают мужчин значительно больше, в том числе чуваши (почти 3,1 млн.). Разницу менее 6% находим у эстонцев (96,61%), литовцев (95,47%) и молдаван (94,03%); вторую группу составляют народности с населением, преуменьшенным по сравнению с латышами на 14—18%; сюда входят: башкиры (86,35%), евреи (84,91%), украинцы (84,30%) и белорусы (82,42%); татары (80,38%), чуваши (71,93%) и русские имеют максимальную разницу.

Небезынтересными представляются, быть может, как абсолютные, так и относительные числа мужчин 20—44 лет, т. е. населения, способного носить оружие. И здесь различия в протекании смертности приводят к тому, что одно и то же в количественном отношении поколение у разных народностей дает весьма различные числа постоянно живущих мужчин в возрастах 20—44 лет. Максимальная разница (латыши—русские) достигает при этом 33,71%, а минимальная (латыши — эстонцы) — менее 1%. Русских мужчин в возрастах 20—44 лет было бы в стационарном населении 997 662, а у латышей — 1 504 956. Различия между разными народностями для этой возрастной группы, по общему правилу, меньше, чем для всего населения (кроме татар и башкир).

Вследствие различий в протекании смертности своеобразным будет у каждой народности возрастной состав ее постоянно живущего населения. Сравним его с составом по переписи 1897 г.

В экономическом отношении наиболее благоприятен состав стационарного мужского населения у евреев, где 56,39% его приходится на рабочие возрасты 15—54 лет, наименее благоприятен — у молдаван (53,08%). Процент детей до 10 лет наибольший у чувашей (20,07), наименьший — у латышей (17,13). Русские имеют сравнительно большой процент детей и мужчин 15—54 лет, украинцы — на 1—1,5% меньше тех и других, белорусы же — немного больше, чем украинцы.

Процент детей и мужчин 15—54 лет по переписи 1897 г. значительно отклоняется от чисел стационарного населения. Расхождения у дет-

Таблица XLV. Стационарное население (L_x). Мужской пол
Table XLV. Population stationnaire (L_x). Sexe masculin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0—1	76 491	84 648	85 196	86 573	87 911	87 499	88 269	85 387	82 771	84 713	81 991
1—2	61 155	73 758	74 208	77 314	79 622	79 198	78 431	74 482	71 008	73 522	69 972
2—3	55 757	68 696	68 513	73 482	76 060	75 866	73 059	69 162	65 989	68 021	65 270
3—4	52 862	65 703	65 020	71 342	73 771	73 773	70 697	66 495	62 784	64 726	62 208
4—5	51 035	63 782	62 625	69 893	72 111	72 357	68 960	64 806	60 538	62 452	59 761
5—9	242 835	306 165	298 128	338 615	348 465	350 885	331 110	312 945	286 723	299 313	282 483
10—14	231 278	293 130	284 395	327 255	335 953	328 835	316 250	302 020	271 783	287 965	267 413
15—24	441 813	558 113	544 675	629 358	645 580	648 920	600 883	582 390	520 118	554 860	506 225
25—34	408 768	519 485	510 400	591 425	610 293	606 303	561 533	547 720	484 400	521 913	464 883
35—44	367 988	478 715	470 818	546 328	571 873	559 755	521 508	499 723	445 760	483 620	415 060
45—54	313 070	423 323	412 578	485 225	522 135	498 583	465 985	432 548	399 703	433 303	348 513
55—64	236 695	339 960	323 178	399 420	439 523	402 888	382 163	336 268	330 140	360 075	262 630
65—74	140 595	217 688	201 705	267 213	294 223	255 505	266 400	203 835	228 130	251 190	154 125
75—84	55 019	95 109	94 844	108 745	121 848	95 175	141 379	70 741	109 878	126 398	51 136
85—94	12 709	32 239	39 741	29 171	23 801	14 049	57 841	8 718	34 039	40 918	6 081
95—104	1 180	9 066	12 116	8 978	4 209	888	21 916	—	7 221	6 071	—
105 и старше et plus	39	1 164	1 422	1 587	882	75	4 008	—	792	336	—
Всего Total	2 749 289	3 630 744	3 549 562	4 111 924	4 308 260	4 160 554	4 050 392	3 657 240	3 461 777	3 719 396	3 097 751

Таблица XLVI. Стационарное население (L_x). Женский пол
Table XLVI. Population stationnaire (L_x). Sexe féminin

Возраст Age	Русские Russes	Украинцы Ukrainiens	Белорусы Blancs-russes	Литовцы Lithuaniens	Латыши Lettes	Эстонцы Estoniens	Молдаване Moldaves	Евреи Juifs	Татары Tatares	Башкиры Bachkirs	Чуваши Tchouvaches
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0—1	79 472	87 153	87 601	88 925	90 052	89 760	89 623	89 081	84 851	86 415	83 693
1—2	65 594	77 631	77 967	81 020	82 838	82 524	80 820	80 463	74 142	76 262	72 465
2—3	60 097	72 684	72 477	77 410	79 273	79 122	75 813	75 819	69 214	70 907	67 362
3—4	57 034	69 663	69 073	75 349	77 078	77 002	73 310	73 413	65 994	67 528	63 846
4—5	55 010	67 665	66 760	73 989	75 540	75 526	71 417	71 787	63 576	65 117	61 327
5—9	261 745	324 895	319 510	359 408	366 350	365 858	342 478	348 750	302 245	311 530	292 015
10—14	249 343	310 900	306 108	347 615	354 453	352 888	326 788	338 873	287 085	299 315	278 558
15—24	475 363	589 575	586 958	668 275	686 933	681 120	620 543	655 513	544 980	571 120	527 463
25—34	438 833	542 523	546 908	624 958	656 450	647 750	573 033	615 560	498 390	522 518	474 310
35—44	395 553	490 643	496 705	571 010	620 473	606 723	523 630	562 388	445 490	467 685	405 563
45—54	341 890	426 638	428 358	502 730	571 335	535 910	467 790	494 768	394 853	412 660	329 345
55—64	263 028	328 338	320 535	399 303	487 823	434 625	382 655	394 408	328 638	347 590	236 088
65—74	156 645	190 928	180 240	245 958	341 243	289 933	252 418	236 000	226 235	250 318	129 063
75—84	62 315	74 863	75 549	90 749	156 886	113 146	116 129	86 855	100 386	130 884	58 553
85—94	16 589	23 524	29 905	24 170	39 030	23 943	39 181	12 633	23 068	42 904	16 733
95—104	3 199	6 748	9 638	8 009	5 016	2 550	12 382	—	3 390	7 924	1 881
105 и старше et plus	348	960	1 281	1 398	372	—	2 061	—	360	732	153
Всего Total	2 982 058	3 685 331	3 675 573	4 240 276	4 691 145	4 458 380	4 050 071	4 136 311	3 512 897	3 731 409	3 098 418

ской группы для некоторых народностей превышает 10% (украинцы, белорусы и башкиры); близки к 10% они у русских, литовцев, молдаван, татар и чувашей; сравнительно невелики только у латышей, эстонцев и евреев.

Различия для возрастов 15—54 не так велики, и они у всех народностей, за исключением евреев, носят противоположный характер, т. е. числа стационарного населения выше чисел переписи 1897 г. Различия минимальны у латышей, эстонцев и татар — всего 2—3%; несколько больше они у литовцев и молдаван, максимальны же у русских, украинцев, белорусов и чувашей (6—7%). Объясняется это в первую очередь тем обстоятельством, что мы имеем дело с народностями более или менее прогрессирующими, где числа рождений превышают числа смертных случаев, так что первые все время растут (как и вторые). С другой стороны, значительную роль играет и то, что условия вымирания не остаются одинаковыми, они, в общем, прогрессируют, и, естественно, прогресс этот тем более отражается на населении, чем моложе индивидуумы. Люди более старые родились и жили в среднем в менее благоприятных условиях, чем молодые. Что касается евреев, то процент мужчин в возрастах 15—54 лет у них по переписи 1897 г. неестественно велик, ибо нами взято городское население, где возрастной состав ненормален вследствие прилива взрослого населения из сельских местностей в города.

Число постоянно живущего женского населения, естественно, больше, чем мужского (кроме молдаван), потому что таблицы смертности в том и другом случае мы начинаем со 100 000 новорожденных. Постоянно живущих латышек при условиях вымирания 1896—1897 гг. было бы 4 691 145 душ, а русских — менее 3 млн. В таблице мы приводим относительные числа всего женского населения в процентах к латышкам, являющиеся теми же, что и для средней продолжительности жизни новорожденных. И по отношению к ним следует отметить, что различия у женщин больше, чем у мужчин. В этой же таблице приводятся сравнительные данные о распределении по возрастам стационарного женского населения и населения по переписи 1897 г.

Девочки до 10 лет в стационарном населении наибольший процент составляют у чувашей (20,68%) и русских (19,41%), а наименьший — у латышей (16,44%) и эстонцев (17,27%). Максимальная разница, как и у мальчиков, замечается между чувашами и латышами; она составляет 4,24%, в то время как у мальчиков она меньше (2,94%). Группа взрослых женщин стационарного населения 15—54 лет максимальна у евреев (56,29%), чувашей (56,05%) и белорусов (56,02%); минимальна она у башкир (52,90%), татар (53,62%) и молдаван (53,95%).

Остается охарактеризовать половой состав населения изучаемых народностей при гипотезе стационарности. Рождается больше мальчиков, чем девочек, причем пропорция для всех народностей за 1896—1897 гг. различна. На 100 новорожденных девочек приходилось мальчиков:

Русские	104,20	Молдаване	108,30
Украинцы	105,62	Евреи	124,27
Белорусы	107,44	Татары	103,96
Литовцы	104,88	Башкиры	105,46
Латыши	103,77	Чуваши	106,31
Эстонцы	106,02		

Статистические данные о рождаемости евреев не заслуживают доверия — число новорожденных девочек у них всегда значительно преуменьшено. Но и для других народностей различия достигают по вре-

Таблица XLVII. Стационарное население и население по переписи 1897 г.
Мужской пол

Table XLVII. Population stationnaire et population selon le recensement de 1897.
Sexe masculin

Народности Nationalités		Стационарное население Population stationnaire						Население по переписи 1897 г. (в процентах) Population selon le recensement de 1897 (%%)		
		Все население в процентах к латышам Population totale par rapport aux nombres pour les lettes (%%)	Население 20—44 лет Population âgée de 20—44 ans		0—4 (в процентах)	0—9 (в процентах)	15—54 (в процентах)	0—4	0—9	15—54
			всего total	в процентах к латышам par rapp. aux lettes (%%)						
а		1	2	3	4	5	6	7	8	9
Русские	Russes	63,83	997 662	66,29	10,81	19,65	55,71	16,05	28,42	49,38
Украинцы	Ukrainiens	84,30	1 277 256	84,87	9,82	18,25	54,52	16,64	30,40	48,87
Белорусы	Blancs-russes	82,42	1 253 555	83,30	10,02	18,42	54,61	16,80	31,04	47,32
Литовцы	Lithuaniens	95,47	1 452 432	96,51	9,21	17,44	54,78	14,96	27,34	51,13
Латыши	Lettes	100,00	1 504 956	100,00	9,04	17,13	54,54	11,41	22,31	52,08
Эстонцы	Estoniens	96,61	1 490 518	99,04	9,34	17,78	55,61	11,99	23,38	52,72
Молдаване	Moldaves	94,03	1 383 482	91,93	9,37	17,54	53,08	13,68	26,52	49,00
Евреи	Juifs	84,91	1 338 638	88,95	9,85	18,41	56,39	12,61	23,64	57,74
Татары	Tatares	80,38	1 190 219	79,09	9,91	18,19	53,44	14,99	27,59	51,00
Башкиры	Bachkirs	86,35	1 282 963	85,25	9,50	17,55	53,60	15,79	28,24	48,41
Чуваши	Tchouvaches	71,93	1 133 055	75,29	10,95	20,07	56,00	16,41	29,12	49,23

менам довольно значительной величины. Больше всего на 100 девочек рождается мальчиков у молдаван (108,3), а меньше всего — у латышей (103,77). Даже различия двух соседних народностей (латыши — эстонцы), более или менее сходных по величине смертности, превышают 2%. Числовое отношение полов новорожденных — одно из самых устойчивых, какое только знает статистика. Хотя и существует причина, которой можно по временам объяснить сравнительно небольшие различия в относительных числах у разных населений (неодинаковое распространение абортов[74]), однако, нам думается, что различия у изучаемых народностей объясняются главным образом не этой причиной. Значительную роль играет большее или меньшее количество рождений, которое у изучаемых нами групп населения весьма разнообразно (действие случайных причин). Главное значение имеет, по-видимому, неодинаковая степень точности статистического наблюдения. Эти соображения и побудили нас принять одно и то же числовое отношение полов у новорожденных. Для девяти губерний Украины в среднем за пятилетие 1896—1900 гг. на 100 новорожденных девочек приходилось 106

[74] См. доклад А. А. Чупрова Международному статистическому институту «Zur Frage der sinkenden Knabenüberschusses unter den ehelichen Geborenen», «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. XX, 2 ème livraison, La Haye, 1916, стр. 378—492.

мальчиков, это число, как круглое, мы и принимаем для всех 11 народностей.

Постоянно живущее стационарное, женское население остается тем же, мужское же должно быть увеличено в пропорции 1,06, причем это отношение принято нами как постоянное.

При гипотезе стационарности населения почти две трети изучаемых народностей (7 из 11) показывают преобладание мужчин среди всего постоянно живущего населения. Больше всего женщин приходится на 1000 мужчин у евреев (1067), латышей (1027,2), русских (1023,3) и эстонцев (1010,9), а меньше всего у чувашей (943,6), башкир (946,4), татар (957,3) и украинцев (957,6) (см. табл. XLIX).

Таблица XLVIII. Стационарное население и население по переписи 1897 г.
Женский пол

Table XLVIII. Population stationnaire et population selon le recensement de 1897.
Sexe féminin

Народности Nationalités		Стационарное население (в процентах) Population stationnaire				Население по переписи 1897 г. (в процентах) Population selon le recensement de 1897 (%%)		
		Всего в процентах к латышам Population totale par rapport aux lettes (%%)	0—4	0—9	15—54	0—4	0—9	15—54
а		1	2	3	4	5	6	7
Русские	Russes	63,57	10,64	19,41	55,39	16,65	30,42	50,03
Украинцы	Ukrainiens	78,55	10,17	18,99	55,61	15,11	26,85	51,24
Белорусы	Blancs-russes	78,36	10,17	18,86	56,02	16,23	30,12	50,18
Литовцы	Lithuaniens	90,39	9,36	17,83	55,82	12,79	24,98	53,13
Латыши	Lettes	100,00	8,63	16,44	54,04	10 30	20,31	54,53
Эстонцы	Estoniens	95,03	9,06	17,27	55,44	11,03	21,51	54,42
Молдаване	Moldaves	86,34	9,65	18,11	53,95	15,56	28 42	51,59
Евреи	Juifs	88,17	9,44	17,87	56,29	13 14	24,94	55,28
Татары	Tatares	74,89	10,18	18,79	53,62	14,73	26 49	51,64
Башкиры	Bachkirs	79,54	9,81	18,16	52,90	16,37	29,10	50,16
Чуваши	Tchouvaches	66,04	11,25	20,68	56,05	14,45	27,09	52,49

Любопытно отметить, что для детских возрастов 0—9 лет только евреи и русские дают перевес женского населения, у белорусов наблюдается почти равенство полов (1000,7). Для возрастов максимальной женской брачности 15—24 лет числовой перевес на стороне женщин наблюдается только у евреев (1061,8), отчасти у белорусов; у литовцев и латышей имеет место почти равенство полов (1001,7 и 1003,8); другие народности имеют избыточное мужское население, правда сравнительно небольшое.

В рабочих возрастах 15—54 лет у пяти народностей (русские, белорусы, латыши, эстонцы и евреи) наблюдается перевес женского пола, у остальных шести народностей — мужского пола. Избыточного женского населения в производительных возрастах больше всего у евреев (1065), мало его у латышей и русских (1017,8 и 1017,3) и еще меньше

у эстонцев (1007,8); у белорусов же имеет место почти равенство полов (1002). Непропорционально мало женщин в рабочих возрастах у башкир (934,1), чувашей (944,5), татар (960,6), молдаван (958,8).

Старческие возрасты от 55 лет дают значительный перевес женского населения у евреев (1111,4), латышей (1099), русских (1061,5) и эстонцев (1060,8). Остальные народности имеют не менее значительный перевес мужчин, особенно украинцы, у которых на 1000 мужчин приходится 848,6 женщины, белорусы (865,1), молдаване (869), чуваши (880,7) и литовцы (890,7). В отношении старческих возрастов можно разделить поэтому изучаемые народности на две резко обособленные группы по числовому отношению полов стационарного населения.

Сравнивая распределение по полу стационарного населения и населения по переписи 1897 г., находим по временам, как и следовало ожидать, значительные различия. Объясняется это тем, что условия вымирания за очень большой промежуток времени не остаются одинаковыми, причем, естественно, изменения в интенсивности смертности отражаются отнюдь не в равной мере на обоих полах. Сколько-нибудь значительную равномерность изменения смертности во времени можно ждать разве только для детей в самых младших возрастах и, быть может, у глубоких стариков, полную же равномерность следует рассматривать как чистую случайность. Население по переписи 1897 г. является следствием рождаемости, смертности и переселений во взятых нами местностях примерно за 100 лет, в течение которых интенсивность смертности коренным образом и к тому же неоднократно изменялась. Для небольших расхождений в числах стационарного населения и населения по переписи 1897 г. объяснением по временам мог бы послужить — при наличии совершенно точных сведений — неодинаковый состав новорожденных по полу. Уже при наличии 105 или 107 рождений мальчиков на 100 девочек получим числа, отличающиеся на 1% в ту или другую сторону от нами приведенных. В применении к прошлому времени числа наши имеют поэтому большое теоретическое значение. При их помощи наиболее отчетливо уясняют влияние условий смертности за определенный период времени на структуру населения, фактический же состав его в каждый данный момент времени носит отпечаток влияния общих условий за очень большое время. Не следует, однако, забывать, что на основании гипотезы стационарного населения и чисел реально существующего населения по переписи производят вычисления будущего населения, его состав по полу, возрасту и т. п., что по временам имеет огромное практическое значение [75].

Осветим на основании наших материалов еще вопрос о правильности измерения смертности населения при помощи общих коэффициентов смертности. Под ними понимают относительные числа, числитель которых — количество смертных случаев, имевших место в течение определенного промежутка времени, знаменатель же — 1000 душ среднего населения или время, прожитое совокупностью живых в пределах времени наблюдения. С точки зрения научной наиболее совершенной

[75] Профессор Лондонского университета А. Боули, по поручению Экономической секции Лиги Наций, произвел исчисление населения в рабочих возрастах (от 15 до 70 лет) и распределение его по полу для 11 стран в 1931 и 1941 гг.: Швеции, Дании, Великобритании, Бельгии, Германии, Франции, Швейцарии, Италии, Соединенных Штатов, Австралии и Японии. Другие страны не вошли вследствие отсутствия у них соответствующих статистических данных или потому, что они не являются странами промышленными, или же благодаря их незначительным размерам. См. A. Bowley, Estimation de la population en état de travailler dans certains pays en 1931 et 1941, Genève, 1926 (Préparé pour le Comité préparatoire de la Conférence économique internationale).

Таблица XLIX. Числовое отношение полов у стационарного населения и населения по переписи 1897 г.
Table XLIX. Rapport numérique entre les sexes dans la population stationnaire et la population selon le recensement de 1897

Народности Nationalités		На 1000 мужчин приходится женщин Nombre de femmes pour 1000 hommes									
		среди всего населения parmi toute la population		0—9 лет ans		15—24 лет ans		15—54 лет ans		старше 55 лет 55 ans et plus	
		стационарного населения population stationnaire	по переписи 1897 г. recensée en 1897	стационарного населения population stationnaire	по переписи 1897 г. recensée en 1897	стационарного населения population stationnaire	по переписи 1897 г. recensée en 1897	стационарного населения population stationnaire	по переписи 1897 г. recensée en 1897	стационарного населения population stationnaire	по переписи 1897 г. recensée en 1897
а		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Русские	Russes	1023,3	1078,1	1026,9	1018,2	1015,0	1161,1	1017,3	1118,7	1061,5	1108,4
Украинцы	Ukrainiens	957,6	1001,6	996,0	1002,5	996,6	1079,9	976,6	1029,7	848,6	862 8
Белорусы	Blancs-russes	976,9	1028,2	1000,7	997,7	1016,6	1148,0	1002,0	1090,2	865,1	866,1
Литовцы	Lithuaniens	972,8	1077,2	994,5	1014,8	1001,7	798,0	991,4	1168,0	890,7	914,3
Латыши	Lettes	1027,2	1096,1	985,8	997,8	1003,8	1203,4	1017,8	1147,7	1099,0	1137,6
Эстонцы	Estoniens	1010,9	1079,4	981,9	992,9	990,1	1114,6	1007,8	1114,3	1060,8	1170,5
Молдаване	Moldaves	943,3	953,0	973,8	990,6	974,3	1038,2	958,8	961,6	869,0	770,2
Евреи	Juifs	1067,0	944,0	1035,9	995,8	1061,8	789,2	1065,0	903,8	1111,4	983,4
Татары	Tatares	957,3	1081,2	988,6	1014,3	988,5	1211,6	960,6	1153,5	906,0	1051,5
Башкиры	Bachkirs	946,4	1006,8	979,5	1006,2	971,0	1106,8	934,1	1065,3	937,8	982,1
Чуваши	Tchouvaches	943,6	1031,1	972,3	1012,2	983,0	1132,3	944,5	1061,2	880,7	949,3

Таблица L. Коэффициенты смертности стационарного населения и общие
Table L. Taux de mortalité de la population stationnaire et taux généraux

Народности Nationalités		Мужской пол Sexe masculin						Женский пол Sexe féminin					
		Коэффициент смертности Taux de mortalité		в процентах к коэффициенту латышей par rapport au taux pour les lettes (%%)		Порядок народностей Ordre des nationalités selon le taux		Коэффициент смертности Taux de mortalité		в процентах к коэффициенту латышей par rapport au taux pour les lettes (%%)		Порядок народностей Ordre des nationalités selon le taux	
		у стационарного населения population stationnaire	общий général	у стационарного населения population stationnaire	общий général	по величине коэффициента стационарного населения population stationnaire	общий général	у стационарного населения population stationnaire	общий général	у стационарного населения population stationnaire	общий général	по величине коэффициента стационарного населения population stationnaire	общий général
а		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11.	12
Русские	Russes	0,03638	0,04156	156,7	185,8	1	1	0,03353	0,03611	157,3	188,5	1	1
Украинцы	Ukrainiens	0,02754	0,02878	118,6	136,1	5	5	0,02713	0,02684	127,3	147,6	5	5
Белорусы	Blancs-russes	0,02817	0,02938	121,3	138,9	4	4	0,02720	0,02629	127,6	144,5	4	6
Литовцы	Lithuaniens	0,02432	0,02355	104,7	111,3	9	8	0,02358	0,02115	110,6	116,3	9	8
Латыши	Lettes	0,02322	0,02115	100,0	100,0	11	11	0,02132	0,01818	100,0	100,0	11	11
Эстонцы	Estoniens	0 02403	0,02172	103,5	102,7	10	10	0,02243	0,01910	105,2	105,0	10	10
Молдаване	Moldaves	0 02469	0,02275	106,3	107,6	8	9	0,02469	0,02192	115,8	120,5	7	7
Евреи	Juifs	0,02734	0,02400	117,7	113,5	6	7	0,02418	0,02110	113,4	116,0	8	9
Татары	Tatares	0,02889	0,03169	124,4	149,8	3	3	0,02847	0,02878	133,5	158,2	3	3
Башкиры	Bachkirs	0,02689	0,02828	115,8	133,7	7	6	0,02680	0,02725	125,7	149,8	6	4
Чуваши	Tchouvaches	0,03228	0,03267	139,0	154,5	2	2	0,03228	0,03120	151,4	171,5	2	2

мерой интенсивности общей смертности населения является коэффициент смертности стационарного населения, который равен единице, деленной на среднюю продолжительность жизни новорожденного [76]. Только это мерило устраняет все теоретические сомнения, оно и является, таким образом, критерием правильности измерений смертности при помощи других мерил, в том числе и общих коэффициентов. Теоретикам-демографам хорошо известен главный аргумент против последней меры. Неодинаковость возрастного состава у разных населений может по временам привести даже к невероятному выводу при сравнении смертности двух населений. Нетрудно придумать пример, когда специальные коэффициенты смертности для отдельных возрастных периодов первого населения больше второго, а общий коэффициент тем не менее будет меньше. Такой курьезный результат будет иметь место в том случае, когда в первом населении (большой город) численно преобладают люди в цветущих возрастах, где смертность невелика.

На основании опыта смертности 11 изучаемых народностей нетрудно убедиться в непригодности общих коэффициентов для сравнительного изучения смертности. Общий коэффициент смертности мужчин у одних народностей больше, чем коэффициент стационарного населения (русские, украинцы, белорусы, татары, чуваши и башкиры), у остальных меньше (молдаване, литовцы, латыши, эстонцы и евреи). Разница незначительна только у чувашей; у русских, татар и евреев она достигает 3 на 1000. То же самое находим и у женщин, причем следует отметить, что даже сравнительное изучение смертности обоих полов у одной и той же народности может привести к ошибочным заключениям. Так, у украинцев, белорусов и чувашей мужчин общий коэффициент больше, чем коэффициент стационарного населения, а у женщин он меньше, у татар разница для мужчин значительна, для женщин она всего 0,0003 и т. д.

Приняв за 100 минимальный коэффициент смертности (латышей), получим относительные числа, характеризующие избыточную смертность у остальных 10 народностей. Сравним относительные числа для стационарного населения и для общих коэффициентов. В трех случаях — для мужчин и женщин эстонцев и мужчин евреев — относительные числа для общих коэффициентов меньше, чем для коэффициентов стационарного населения, во всех остальных — больше. Разница при этом, по общему правилу, весьма велика. Для мужчин башкир избыточная по сравнению с латышами смертность достигает 15,8%, а при пользовании общими коэффициентами она равна 33,7%, для татар — 24,4 и 49,8%, русских — 56,7 и 85,8%, украинцев — 18,6 и 36,1%, белорусов — 21,3 и 38,9% и т. д.

Правильно измеренная интенсивность общей смертности населения 11 изучаемых народностей приводит к таким заключениям. По общему правилу, различия в интенсивности смертности у женского пола больше, чем у мужского. Исключение составляют евреи; невелики также различия у эстонцев и отчасти литовцев. Избыточную общую смертность меньше 10% у мужчин имеют: эстонцы (3,5%), литовцы (4,7%) и молдаване (6,3%); она менее 20% у башкир (15,8%), евреев (17,7%) и украинцев (18,6%); 20—30% имеют белорусы (21,3%), татары (24,4%); весьма значительна она у чувашей (39%) и русских (56,7%).

Порядок разных народностей по интенсивности смертности, измеренный теоретически безукоризненным способом и при помощи общих коэффициентов, не всегда тот же. Для мужчин он различен в четырех

[76] См. разд. II. гл. IV.

случаях (у молдаван, литовцев, башкир и евреев); у женщин он не совпадает тоже в четырех случаях (белорусы, литовцы, башкиры и евреи).

В заключение небезынтересным представляется сравнение общей интенсивности смертности у изучаемых народностей со смертностью иностранных государств примерно за то же время. Коэффициент смертности стационарного населения у мужчин и женщин латышей, эстонцев, литовцев, молдаван и евреев меньше, чем у австрийцев (и у мужчин башкир); у латышей и эстонцев (для обоих полов) меньше, чем в Германии (и у литовцев мужчин); у латышей (оба пола) и эстонцев (женщин) меньше, чем в Италии. Мужчины в других государствах, кроме Индии с ее чрезвычайно высокой смертностью (0,04427), имеют общую интенсивность смертности меньшую, чем изучаемые нами народности. Только женский пол в Японии вымирает больше, чем латыши, и почти в такой же мере, как эстонцы.

ГЛАВА IV

СМЕРТНОСТЬ В ГОРОДАХ И СЕЛАХ

Общие замечания

Не подлежит никакому сомнению, что городская и сельская жизнь неодинаково влияют на жизнеспособность населения. Как будет видно из приведенных ниже данных, большую роль играли не только социальные факторы, главным образом различия видов хозяйственной деятельности, но также естественные; их влияние с особенной силой сказывается на нежных детских возрастах и на стариках. Изучение смертности городского и сельского населения получило особенное распространение начиная с конца XIX в. По временам его связывали даже с вопросом о физической пригодности мужчин для прохождения военной службы [77]. Однако сравнительное изучение смертности в таком разрезе наталкивается на очень большие затруднения. В первую очередь весьма неопределенным представляется само понятие города как чего-то противоположного сельским местностям. Вообще говоря, возможны три разных критерия для определения города, которые к тому же можно применять в комбинированном виде [78].

Очень прост и бесспорен подход чисто формальный, при котором под городом понимаются известные, законным образом установленные административные центры (в дореволюционной России, Швеции, Венгрии, Норвегии, Дании). Но при этом часто возникает двойное неудобство: некоторые города вследствие ряда причин постепенно теряют свое значение как экономических центров, а, с другой стороны, значения таковых приобретают поселения, которым с юридической точки зрения звание города не присвоено. Такое положение в значительной мере имело место в дореволюционной России.

Наряду с чисто формальным подходом возможны также критерии, находящиеся в большем соответствии с характерными особенностями жителей того или иного вида населенных пунктов. Можно в первую очередь разбить их по характеру преобладающих занятий: сельским хозяйством, с одной стороны, и промышленностью и торговлей — с другой. Вряд ли такое разрешение вопроса целесообразно в чистом виде без привлечения третьего критерия — количества жителей. С чисто статистической точки зрения последний критерий не только весьма удобен, но, по общему правилу, он представляется также и наиболее правильным. Скопление больших масс населения в одном месте само по себе вызывает известные социальные последствия и приводит к укладу жизни, который обычно именуется городским, т. е. к развитию промышленности, торговли и вообще несельскохозяйственных промыслов, большей средней обеспеченности, развитию сравнительно большей духовной

[77] C. Ballod, Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land, Leipzig, 1899.

[78] В наших послереволюционных переписях пытались одновременно применить все три критерия: юридический, по числу жителей и по их занятиям.

культуры и т. п., а потому изменяются и санитарные условия существования жителей. Во многом городская жизнь как таковая представляется менее благоприятной для здоровья и жизнеспособности людей, чем сельская: скученность жителей, недостаток чистого воздуха, трудности в регулярном снабжении свежими продуктами питания, бо́льшая подверженность заразным заболеваниям и т. п. С другой стороны, довольно быстро города начинают создавать условия, которые трудно осуществить в деревне, как-то: водоснабжение и канализация, которые в первую очередь содействуют борьбе с заразными болезнями.

Международные статистические конгрессы в свое время рекомендовали численный критерий для выделения городов (2000 душ). Однако, хотя многие передовые страны восприняли этот принцип, все же в их практике, как показал П. Мерио [79], не было единства. Критерием в 2000 душ пользовались Австрия, Франция и Шотландия; в Бельгии принято было 5000, а в Швейцарии, Испании, Ирландии и отчасти Англии — 10 000. Даже, больше того, в США, например, в 1900 г. считались городами населенные места с 8000 и более жителей, а в 1910 г.— с 10 000 [80].

Хотя статистическое единообразие в мировом масштабе и является с точки зрения сравнительного изучения чрезвычайно желательным и необходимым, все же нельзя не отметить, что своеобразие социального уклада в разных странах накладывает свой отпечаток на разные типы населенных мест. В местностях, где сельскохозяйственное население живет рассеяно, по хуторам, уже пункт с 2000 жителями представляет нечто, в социальном отношении, своеобразное по сравнению с сельскохозяйственным типом населенных мест. Другое дело, скажем, на Украине, особенно в ее южной части, где настоящее село с точки зрения занятий его жителей тянется на несколько километров (одна улица) и насчитывает порой не одну тысячу жителей. Наряду с этим, в особенности в связи с историческим изучением городов, возникают добавочные затруднения — как и где провести городскую черту, какие пригороды, хутора и т. п. отнести к городу и что учитывать отдельно. Тут старая русская статистика (как исчисление городского населения, так и текущая регистрация) ставит иногда перед исследователем непреоборимые трудности. Как показало изучение статистических материалов в Демографическом институте Украинской Академии наук, по временам одни и те же пригороды то причислялись к городу, то не причислялись, причем зачастую это совершенно не оговаривалось, и делать выводы приходилось косвенным путем.

Наконец, следует отметить еще иную неопределенность в понятии «городского населения». Обычно под ним разумеют всех наличных жителей, переписанных в городах, или тех, которые были объектом статистического наблюдения при регистрации актов движения населения. Вполне законна и целесообразна точка зрения, в свое время вновь выдвинутая известным венгерским статистиком И. Кёрёши [81], что смертность

---

[79] P. Meuriot, «Journal de la Société de Statistique de Paris», 1914, No. 10

[80] J. W. Glover, United States Life—Tables 1890, 1901, 1910, and 1901—1910, Washington, 1921, стр. 104—105.

[81] Международный статистический конгресс в Будапеште в 1876 г. постановил, что в целях абсолютно однородного вычисления коэффициентов смертности следует брать все смертные случаи в больших городах, включая пришельцев, умерших в больницах, отелях и т. п., и даже лиц, находящихся на военной службе. Однако практика некоторых государств начала отходить от этого правила. За отмену его очень горячо ратовал И. Кёрёши. См. его доклад Международному статистическому институту: J. Körösi, Ueber die approximative Berechnung der Sterblichkeit in Grossstädten в «Demologische Beiträge», Berlin, 1892.

в больших городах следует изучать и для постоянных жителей. Особенное значение это имеет для стран с быстро развивающейся промышленностью и торговлей, где вследствие этого города растут очень быстро, главным образом за счет притока из сел мужчин в рабочих возрастах. Естественно, что хотя смертность их в большей или меньшей степени зависит от новых для них условий городской жизни, но, особенно в первые годы городской жизни, преобладает влияние организма, выросшего, окрепшего и развившегося в деревне. Средняя жизнеспособность людей, родившихся, выросших и достигших, скажем, 20 лет, в больших городах и переселившихся из сел, будет, конечно, различна. С другой стороны, при переселениях имеет место известный естественный подбор. Люди, переселяющиеся в поисках заработка в город, имеют в среднем бо́льшую жизнеспособность, чем те, которые остаются в деревне, в обычных условиях существования. К этому следует добавить еще влияние всеобщей воинской повинности. Наиболее здоровые молодые люди, находясь в войсках, живут главным образом в городах, что также искусственно понижает городскую и повышает величину сельской смертности мужчин в возрастах, когда отбывают военную службу.

Статистическая работа, естественно, должна использовать тот материал, который имеется, несмотря на его дефекты. При построении суммарных таблиц смертности для жителей городов и уездов Европейской России и Украины на основании данных переписи 1897 г. и смертных случаев в 1896 и 1897 гг. мы использовали, по общему правилу, непосредственные данные. У нас не было физической возможности исправить все погрешности, предварительно изучив вопрос о правдоподобности приводимых чисел путем сопоставления их с другими сведениями. Полагаем, однако, особенно при построении таблиц смертности для населения всех городов и уездов, что ошибки, которые можно было бы исправить, не внесли бы сколько-нибудь существенных изменений в полученные результаты [82].

Для сравнительных целей мы приводим сведения о смертности городского населения в Пруссии, Англии с Уэльсом и Соединенных Штатах. Как показали исследования К. Баллода для Пруссии, Дж. В. Гловера для США и отчеты Генерального регистратора для Англии, взаимоотношения смертности городского и сельского населения несколько изменяют свой характер для последовательных периодов времени наблюдения [83].

---

[82] Все же считаем необходимым указать на важнейшие, внесенные нами исправления: по Херсону и Елизаветграду из приведенного в источнике числа родившихся и умерших в 1894 г. исключены ошибочно попавшие туда заштатные города их уездов; исправлены также числа по Николаеву. Обстоятельную критику источников см. в работе: Ю. А. Корчак-Чепурківський, Місто і село у смертності Наддніпрянської України, «Демографічний збірник» за редак. акад. М. Птухи, вид. Української Академії наук, Київ, 1926, стр. 121—137.

[83] Сравнительные данные для Пруссии мы берем из работы: C. Ballod, Die Bevölkerungsbewegung der letzten Jahrzehnte in Preussen und in einigen anderen wichtigen Staaten Europas, «Zeitschrift des K. Preussischen Landesamts», Jahrgang 1914. Там приведены суммарные таблицы смертности для городского и сельского населения Пруссии в периоды 1876—1880, 1881—1890, 1891—1895, 1896—1900, 1901—1905, 1906—1910 гг. До того К. Баллод опубликовал две монографии на ту же тему: «Die Lebensfähigkeit des städtischen und ländlichen Bevölkerung», Leipzig, 1897 и «Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land», Leipzig, 1899. Сведения для Англии взяты из «Supplement to the 75-th Annual Report of the Registrar-General of Births, Deaths and Marriages in England and Wales», Part II. Abridged Life—Tables, London. 1920. Сведения для США взяты из работы: J. W. Glover, United States Life—Tables. 1890, 1901, 1910, and 1901—1910. Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington, 1921.

Вследствие этого, а также желая при сравнениях брать наиболее близкие к 1896—1897 гг. периоды времени, мы приводим для Пруссии сведения из суммарных таблиц смертности К. Баллода для 1896—1900 гг., а по Соединенным Штатам — из полных таблиц Дж. В. Гловера для белого населения штатов, которые первые ввели текущую регистрацию смертных случаев; эти таблицы построены на основании данных за 1900—1902 гг. Хотя для Англии и Уэльса и имеются очень детальные данные об интенсивности смертности их городского и сельского населения за большой период времени, однако суммарные таблицы Э. К. Сноу построены лишь для 1911—1912 гг. Следует поэтому не упускать из виду, что английские данные относятся к периоду, на целые 15 лет более позднему, чем наши таблицы. С другой стороны, мы находим у него таблицы смертности для трех видов местностей Англии и Уэльса: для собственно городских графств (county boroughs), других городских участков (other urban districts) и для сельских участков (rural districts). Сведения приводим только по первому и третьему виду местностей.

Для большей наглядности, кроме чисел доживающих в пяти сравниваемых странах, мы приводим для всей Европейской России и Украины вероятности дожить для каждого возрастного периода, помноженные на 100 000, и, сверх того, коэффициенты смертности для всех стран. Числа для Пруссии взяты из работ К. Баллода, а для Соединенных Штатов и Англии вычислены на основании чисел доживающих по таблице смертности, пользуясь гипотезой пропорционального распреде

Таблица LI. Числа доживающих (l_x). Мужской пол
Table LI. Nombres des survivants (l_x). Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
1	68 707	71 401	72 326	76 972	77 071	78 965	86 020	89 700	84 903	89 100	1
2	61 478	64 531	66 041	70 544	72 855	75 167	82 170	87 806	81 317	86 935	2
3	58 087	60 917	63 051	66 847	71 276	73 674	—	—	79 691	86 012	3
4	56 124	58 616	61 229	64 559	70 287	72 753	—	—	78 652	85 421	4
5	54 739	57 008	59 962	63 005	69 615	72 099	79 271	86 238	77 872	84 957	5
10	51 518	53 470	56 894	59 461	67 952	70 383	77 706	85 069	75 863	83 601	10
15	50 158	52 053	55 289	57 791	67 095	69 443	76 885	84 371	74 770	82 564	15
20	—	—	—	—	65 672	68 066	75 615	83 315	72 993	80 924	20
25	47 066	48 810	52 041	53 866	63 903	65 969	74 085	81 847	70 442	78 710	25
35	42 443	45 254	47 044	50 066	59 465	62 514	70 105	78 446	64 123	74 212	35
45	35 927	40 969	40 370	45 726	52 178	57 423	63 610	73 800	56 051	69 102	45
55	27 717	34 564	31 734	39 069	41 524	49 356	53 034	66 460	45 721	62 050	55
65	17 866	25 477	21 059	29 275	27 661	36 655	36 709	53 098	31 201	49 904	65
75	8 106	13 307	9 831	15 372	12 529	18 541	16 737	30 809	14 782	29 612	75
85	1 576	4 141	1 520	5 295	2 092	3 278	3 027	7 561	3 091	7 863	85
95	47	1 024	171	1 752	12	10	126	344	123	420	95

Таблица LII. Вероятности дожить (p_x), умноженные на 100 000
Table LII. Probabilités à survivre ($p_x \times 100\,000$)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	города villes		уезды districts		города villes		уезды districts		
	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
1	71 401	76 972	68 707	72 326	75 404	80 730	72 519	75 842	1
2	90 378	91 649	89 479	91 310	91 016	92 323	90 433	92 387	2
3	94 400	94 759	94 484	95 473	94 609	95 041	94 931	95 865	3
4	96 223	96 577	96 621	97 110	96 311	96 687	96 789	97 329	4
5	97 257	97 593	97 532	97 931	97 302	97 592	97 565	97 947	5
10	93 794	94 375	94 116	94 883	93 890	94 431	94 584	95 326	10
15	97 350	97 191	97 360	97 179	97 257	97 028	97 554	97 538	15
25	93 770	93 208	93 835	94 125	93 424	92 610	93 808	93 692	25
35	92 715	92 945	90 178	90 398	91 718	91 408	91 122	90 838	35
45	90 531	91 331	84 648	85 813	89 716	89 428	88 894	89 091	45
55	84 366	85 442	77 148	78 608	85 340	84 377	84 706	84 824	55
65	73 710	74 932	64 459	66 361	72 117	69 271	74 261	73 549	65
75	52 231	52 509	45 371	46 683	50 449	46 074	54 588	51 271	75
85	31 119	34 446	19 442	15 461	30 908	31 838	25 519	19 564	85
95	24 728	33 088	2 982	11 250	24 835	30 792	6 340	21 062	95

ления смертных случаев в течение соответствующего пятилетнего (или годичного) возрастного периода, кроме первого года жизни. Другими словами, в качестве числителя коэффициента смертности взято число смертных случаев за 5 лет, а в качестве знаменателя — среднее арифметическое из числа доживающих до высшего и низшего предела данного возрастного периода.

Относительно умерших грудных детей предположено было, что они в среднем жили $^1/_3$ года. Поэтому знаменателем было число детей, доживших до 1 года, плюс $^1/_3$ умерших на первом году жизни. В наших таблицах смертности, начиная с 15 лет, приводятся сведения для десятилетних возрастных периодов. Однако при изучении смертности городского и сельского населения очень большой интерес представляют как раз некоторые более мелкие возрастные периоды. Вследствие этого мы и приводим средние годичные коэффициенты смертности для пятилетних периодов до 45 лет, вычисленные на основании первичных данных.

С целью лучшей характеристики своеобразия протекания смертности у городского и сельского населения приводим таблицу относительных чисел для городского населения, где меры интенсивности смертности в сельских местностях приняты за 100. Для России, Украины и Пруссии такими мерами были коэффициенты смертности, для США — вероятности умереть, вычисленные нами для пятилетних периодов, а для Англии и Уэльса — средние годичные вероятности умереть, взятые нами из первоисточника.

Таблица LIII. Коэффициент смертности (m_x). Мужской пол
Table LIII. Taux de mortalité (m_x). Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0—1	0,39542	0,35336	0,33935	0,27204	0,27387	0,24776	0,15417	0,11059	0,16787	0,11754	0—1
1—2	0,11106	0,10108	0,09085	0,08715	0,05657	0,04952	0,04578	0,02134	0,04315	0,02460	1—2
2—3	0,05672	0,05762	0,04632	0,05382	0,02194	0,02008	—	—	0,02020	0,01067	2—3
3—4	0,03437	0,03850	0,02932	0,03482	0,01398	0,01259	—	—	0,01312	0,00689	3—4
4—5	0,02499	0,02781	0,02091	0,02436	0,00961	0,00903	—	—	0,00997	0,00545	4—5
5—9	0,01202	0,01281	0,01050	0,01158	0,00484	0,00482	0,00399	0,00273	0,00523	0,00322	5—9
10—14	0,00535	0,00537	0,00572	0,00570	0,00254	0,00269	0,00212	0,00165	0,00290	0,00250	10—14
15—19	0,00624	0,00545	0,00682	0,00611	0,00429	0,00401	0,00333	0,00252	0,00481	0,00401	15—19
20—24	0,00644	0,00779	0,00560	0,00833	0,00546	0,00626	0,00409	0,00356	0,00711	0,00555	20—24
25—29	0,00939	0,00739	0,00950	0,00744	0,00631	0,00504	0,00552	0,00424	0,00856	0,00583	25—29
30—34	0,01152	0,00775	0,01086	0,00717	0,00809	0,00572			0,01024	0,00593	30—34
35—39	0,01502	0,00886	0,01345	0,00811	0,01139	0,00753	0,00972	0,00610	0,01213	0,00660	35—39
40—44	0,01871	0,01123	0,01763	0,01021	0,01475	0,00946			0,01476	0,00766	40—44
45—49	0,02355	0,01524	0,02187	0,01421	0,02028	0,01321	0,01813	0,01047	0,01766	0,00947	45—49
50—54	0,02876	0,01899	0,02653	0,01742	0,02534	0,01705			0,02305	0,01206	50—54
55—64	0,04322	0,03027	0,04044	0,02866	0,03985	0,02928	0,03638	0,02235	0,03775	0,02152	55—64
65—74	0,07516	0,06276	0,07270	0,06228	0,07546	0,06506	0,03732	0,05313	0,07141	0,05104	65—74
75—84	0,13488	0,10507	0,14643	0,09752	0,15570	0,15019	0,13874	0,12118	0,13082	0,11607	75—84
85—94	0,18831	0,12069	0,15963	0,10057	0,29774	0,29828	0,18402	0,18259	0,18469	0,17972	85—94

Интенсивность смертности у мужчин в городах и селах

В первую очередь охарактеризуем интенсивность смертности мужского населения в городах и уездах[84]. При суждениях о сравнительной смертности детей в разных странах не следует упускать из виду общую неопределенность относительно степени точности их мер, особенно для детей 0—1 года, охарактеризованную нами выше, в главе I. На первом году жизни в городах России умирало в условиях 1896—1897 гг. 31,3% новорожденных мальчиков, в то время как в уездах умирало 28,6%, т. е. на 2,7% меньше. Жизнеспособность на

[84] Смертность городского и сельского населения в СССР в прошлом и настоящем — тема, заслуживающая большого специального исследования, в особенности, когда накопится достаточно статистических материалов, пригодных для научной обработки. Нашим предшественником для Европейской России был С. А. Новосельский, а для Украины — Ю. А. Корчак-Чепурковский. См. статью первого «О различиях смертности городского и сельского населения Европейской России» в «Общественном враче» за 1911 г. № 4; название второй работы приведено выше. Суммарные таблицы смертности дают возможность глубже выяснить характерные черты смертности обоих видов населенных мест. Ю. А. Корчак-Чепурковский, ознакомившись в рукописи с нашим методом вычисления суммарных таблиц смертности, вычислил такие таблицы для уездов Украины, всех ее городов, особенно больших, для 1895—1898 гг. См. «Природний рух населення України в 1924 році», «Статистика України» № 106, стр. XXIX—XXX.

Украине значительно больше, еще значительнее разница в пользу населения уездов. В городах Украины умирало в течение первого года жизни 27,7% новорожденных мальчиков, а в уездах — всего 23%, т. е. на 4,7% меньше, чем в украинских городах, и на 5,6% меньше, чем в уездах всей Европейской России.

Таблица LIV. Меры смертности городского населения к мерам смертности сельского населения, принятого за 100

Table LIV. Pourcentage des taux de mortalité de la population urbaine par rapport à ceux de la population rurale (100)

Возраст Age	Е.Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	м. п. s.m.	ж. п. s f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0—1	111,9	114,4	124,7	130,2	110,5	110,8	135,7	140,1	138,5	139,7	0—1
1—2	109,9	106,8	104,3	99,1	114,2	114,0	219,2	221,9	173,8	174,8	1—2
2—3	98,4	93,9	86,1	83,0	109,3	108,4			188,2	171,4	2—3
3—4	89,3	86,8	84,2	80,4	111,0	108,4	204,3	216,3	189,8	179,9	3—4
4—5	89,9	90,1	85,8	85,1	106,4	104,8			182,7	175,2	4—5
5—9	93,8	85,6	90,7	83,6	100,4	98,8	151,8	154,4	161,7	153,6	5—9
10—14	99,6	89,0	100,4	82,5	94,4	90,1	128,7	127,4	116,2	108,1	10—14
15—19	114,5	88,0	111,6	78,3	107,0	94,6	125,9	110,5	119,7	98,9	15—19
20—24	82,7	98,6	67,2	92,3	87,2	97,5	119,0	104,3	127,7	99,4	20—24
25—29	127,1	104,4	127,7	106,6	125,2	97,6			145,7	114,1	25—29
30—34	148,7	111,1	151,5	107,4	141,4	101,3	130,3	106,1	170,7	127,1	30—34
35—39	169,5	107,1	165,8	102,6	151,3	104,3			181,4	137,7	35—39
40—44	166,6	110,6	172,7	104,4	155,9	107,3	157,9	137,0	189,3	145,6	40—44
45—49	154,5	106,3	153,0	100,1	153,5	116,4			182,9	149,4	45—49
50—54	151,5	103,5	152,3	93,9	148,6	112,3	172,5	150,2	186,2	156,6	50—54
55—64	142,8	91,2	141,1	83,9	136,1	101,1	161,8	141,9	162,2	146,8	55—64
65—74	119,8	89,2	116,7	87,2	116,0	92,9	142,6	132,6	129,4	125,9	65—74
75—84	128,4	112,4	150,2	130,1	103,7	93,1	118,8	118,4	107,7	107,2	75—84
85—94	156,0	146,3	158,7	123,2	99,8	97,0	102,6	103,4	101,4	100,1	85—94
95 и старше et plus	137,5	173,7	71,5	61,9	—	—	—	—	—	—	95 и старше et plus
0—9	104,2	103,6	106,3	105,6	108,2	108,2	149,3	156,1	147,2	147,4	0—9
20—59	131,2	101,2	131,0	96,6	130,8	105,5	143,9	129,4	157,2	132,6	20—59

В результате такого взаимоотношения между городской и сельской смертностью грудных мальчиков получается, что коэффициент смертности их в городах Европейской России превышал коэффициент для уездов на очень незначительную величину — всего на 11,9%, а по Украине избыточная городская смертность была выше более чем в 2 раза (24,7%).

Вероятность умереть на первом году жизни новорожденному мальчику в Пруссии даже для более позднего периода (1896—1900 гг.) довольно велика (21% в сельских местностях и 22,9% в городах). Любопытно отметить, что мера избыточной смертности в городах Пруссии очень близко подходит к России (10,5%). Англосаксонские страны отличаются сравнительно низкой величиной детской смертности, которую, впрочем, для Англии нельзя сравнивать с нашей, ибо она относится к периоду времени, на 15 лет более позднему.

В городах США в 1900—1902 гг. на первом году жизни умирало 15,1% новорожденных мальчиков, а в сельских местностях — всего 10,9%; в Англии и Уэльсе (на 10—11 лет позже) в городах умирало 14%, в сельских районах — 10,3%. Очень характерно, что при такой вообще для того времени весьма незначительной смертности грудных детей разница в условиях городской и сельской жизни в связи с наследственностью приводит в англосаксонских странах к увеличению избыточной городской смертности более чем втрое по сравнению с Россией и Пруссией. Вероятность смерти новорожденного мальчика до достижения 1 года в городах Англии превосходит такую же меру для сельских местностей на 35,7%, а в США — даже на 38,5%.

Вероятность умереть на первом году жизни составляет для новорожденного мальчика в городах России 113,1% такой же меры для Украины, 136,5% — для Пруссии, 207,3% — для США и 223,8% — для Англии. Та же величина для населения уездов России составляет 124,2% числа для Украины, 136% — для Пруссии, 262,4% — для США и 277,7% — для Англии.

По поводу приводимых чисел, кроме отмеченной выше разницы во времени наблюдения, следует также иметь в виду, что таблицы смертности иностранных государств построены для сельских местностей, а наши — для населения уездов. К уездам же отнесены у нас заштатные города, местечки, посады, фабричные поселки и т. п., что несколько увеличивает меру детской смертности в уездах и уменьшает в городах [85].

Интенсивность смертности на втором году у мальчиков в Европейской России и на Украине в 2,5—3 раза меньше, чем у грудных детей. В городах России умирало 10,5% мальчиков, а в уездах — примерно на 1% меньше, в то время как на Украине разница достигает всего $^1/_3$% (8,7 и 8,3%). В городах Украины смертность была меньше, чем во всей Европейской России, на 1,8%, а в уездах — 1,3%.

Коэффициент смертности для мальчиков в городах Европейской России превышал меру для уездов на 9,9%, а на Украине — всего на 4,3%, т. е. избыточная городская смертность была меньше, чем для грудных детей, в первой на 2%, а во второй — в 5,5 раза. Нечто совершенно отличное наблюдалось в странах англосаксонских, Пруссия же представляет что-то промежуточное. Избыточная смертность мальчиков 1—2 лет в городах по сравнению с селами в Пруссии составляла уже 14,2% вместо 10,5%, в США — 73,8% вместо 38,5%, в Англии — 119,2% вместо 35,7%. Англосаксонские страны с очень развитой промышленностью и сельским хозяйством фермерского типа дают очень большие различия по сравнению с другими странами уже для первого года жизни, во втором же году эти различия становятся чрезвычайно

---

[85] О смертности грудных детей см. научно-популярный очерк П. И. Куркина, Смертность грудных детей, изд. 2, М., 1925, а также работы: В. Бинштока, Смертность грудных детей в Петербурге в 1905—1915 гг., Птг., 1917; П. Куркин, Детская смертность Московской губ. в 1883—1902 гг., М., 1902; В. Паевский, Таблица детской смертности Ленинграда, «Бюллетень Лен. Губстатотдела» № 12 (1925), стр 161—167 (для 1923 и 1924 гг.); В. Паевский, Там же (для 1925 г.), «Бюллетень № 15 (1926), стр. 215—219; «Бюллетень» № 18 (1928), стр. 101—106 (для 1926 г.). Кроме того, см. работы С. А. Новосельского, приведенные в гл. V по вопросу об эволюции смертности грудных детей в России.

Лучше всего поставлено дело изучения детской смертности в Англии. В частности, очень ценный вклад в литературу представляет работа «The Mortalities of Birth, Infancy and Childhood», London, 1918, изд. Medical Research Committee. Реферат о ней см. М. Птуха, Статистическая наука на Западе, Харьков, 1925, стр. 117—119.

большими. В Англии вероятность умереть в городе превосходит такую же меру в сельских местностях более чем вдвое.

По абсолютной своей величине коэффициент смертности для мальчиков 1—2 лет в городах Европейской России равен 122,2% меры для Украины, 196,3% — для Пруссии, 242,6% — для Англии и 257,4% — для Соединенных Штатов. Те же величины для уездов составляют 116,0, 204,1, 473,7 и 410,9%.

Третий, четвертый и пятый годы жизни мальчика как во всей Европейской России, так и на Украине дают некоторую разницу в интенсивности смертности уже в пользу городов. Различия при этом для России невелики, а для Украины они больше. Например, избыточная смертность в уездах России для мальчиков 2—3 лет составляет всего 1,6%, а на Украине—13,9%. Для детей 3—4 лет меры ее соответственно равны 10,7 и 15,8%, для детей 4—5 лет — 10,1 и 14,2%. Уже для Пруссии мы не имеем ничего подобного. Избыточная смертность в ее городах для мальчиков 2—3 и 3—4 лет мало чем отличается от предыдущих годов (9,3 и 11%), а для 4—5 лет она снижается до 6,4%. Английские городские мальчики 2—5 лет имели меры смертности в два с лишним раза большие, чем в сельских местностях (204,3%); в США, хотя меры избыточной городской смертности для мальчиков 2—3, 3—4 и 4—5 лет и больше, чем для предыдущих возрастных периодов, она не достигает такой чрезвычайной величины, как в Англии (88,2, 89,8 и 82,7%).

В конечном итоге до 5 лет доживало в городах всей Европейской России 54,7% новорожденных мальчиков, а в уездах — на 2,3% больше (57%), на Украине же — 60 и 63%, т. е. в ее городах на 5,3%, а в уездах даже на 6% больше, чем во всей России.

Вторая половина детских возрастов 5—9 лет тоже дает у нас разницу в пользу городского населения: 6,2% — для всей Европейской России и 9,3% — для Украины, а потому в числах детей, доживающих до 10 лет, находим еще меньшую разницу между городами и уездами, чем у доживающих до 5 лет. В Пруссии имеет место почти равенство интенсивности городской и сельской смертности мальчиков 5—9 лет с преобладанием на 0,4% в пользу сельских местностей. В Англии избыточная городская смертность, хотя и значительно меньше, чем для возрастов 1—4 лет, тем не менее достигает очень больших размеров (51,8%); еще больше она в США (61,7%).

Анализируя детскую смертность в городах и уездах Европейской России, С. А. Новосельский констатировал, что интенсивность смертности в городах в возрастах от 1 до 9 лет ниже, чем среди сельского населения. «Можно с полным основанием предполагать, что главной причиной, обусловливающей это различие, является большее распространение в деревнях острозаразных болезней, свойственных детскому возрасту, причем преимущественное значение здесь принадлежит 4 болезненным формам — кори, скарлатине, дифтерии и коклюшу. Как известно, эти 4 болезни играют главную роль в качестве причин смерти в возрасте 1—9 лет и, например по английским данным, составляют 35% всех причин смерти в этом возрасте. В России эти болезни играют, вероятно, еще бо́льшую роль, что, за неимением у нас статистики причин смерти, можно отчасти подтвердить статистикой заболеваемости»[86]. Нетрудно указать на причины большего распространения в селах острозаразных болезней и смертности от них. Общение детей в городах сравнительно невелико, с другой стороны, в городах принимаются противоэпидемические меры, наконец, имеет место более ра-

[86] «О различиях в смертности городского и сельского населения Европейской России», «Общественный врач» № 4, 1911, стр. 55—56.

циональный уход и лечение, вследствие чего меньший процент заболевших детей умирает.

Рассмотрим теперь фактические особенности смертности мальчиков во всех детских возрастах 0—9 лет среди городского и сельского населения. Сравнивая вероятности умереть до 10 лет, приходим к следующим выводам. Все пять изучаемых стран можно разделить на две группы: с небольшой (4—8%) избыточной смертностью мальчиков в городах и очень большой, которая лишь немного не достигает 50%. К первой группе относятся вся Европейская Россия (4,2%), Украина (6,3%) и Пруссия (8,2%); ко второй — Англия (49,3%) и США (47,2%). Вероятность для новорожденного мальчика умереть до достижения 10 лет в городах России равна 0,48482, в уездах — 0,46530; для Украины имеем 0,43106 и 0,40539, для Пруссии — 0,32048 и 0,29617, для Англии и Уэльса — 0,22294 и 0,14931, для США — 0,24137 и 0,16399. Смертность мальчиков 0—9 лет в городах всей Европейской России превышает украинскую на 12,4%, Пруссии — на 51,3%, Англии — на 117,5% и Соединенных Штатов — на 100,9%. Смертность мальчиков в уездах Европейской России превышает украинскую на 14,8%, интенсивность смертности среди населения сельских местностей в Пруссии — на 57,1%, США — на 183,7%, а английскую на огромную величину — 211,6%.

Условия смертности в городских и сельских местностях Англии в 1911—1912 гг. нельзя считать случайными. Это видно уже из сравнения величин избыточной городской смертности с числами для предыдущих периодов. Например, для пятилетия 1906—1910 гг. смертность мальчиков во всех городских графствах превышала смертность в сельских графствах для детей 0—1 года на 27,5%, 1—2 лет — на 93,8%, 2—3 лет — на 96,3%, 3—4 лет — на 74,1%, 4—5 лет — на 55,4% [87]. Избыточная городская смертность мальчиков 0—4 лет в 1891—1900 гг. в Англии и Уэльсе составляла 55,2%, а в 1901—1910 гг.— 52,8%; для возрастов 5—9 лет она равнялась 37,1 и 32,9% [88]. В том же источнике находим, что смертность грудных детей в городах по сравнению с сельскими графствами растет вместе с возрастом. Для детей обоих полов в 1906—1910 гг. вероятность умереть в возрасте 0—1 месяц в городских графствах составляла всего 108% от числа для сельских; для детей 1—3 месяцев она достигала уже 125%, 3—6 месяцев — 146%, 6—9 месяцев — 155%, 9—12 месяцев — 163%, за весь же первый год жизни — 130% [89].

Большой интерес представляет разрешение вопроса, что является причиной чрезвычайно больших различий в величинах избыточной городской смертности мальчиков 0—9 лет в России, на Украине и в Пруссии, с одной стороны, и в странах англосаксонских — с другой. Разрешить его можно только путем установления степени точности мер детской смертности в разных странах и детального анализа причин смерти детей разного возраста в связи с условиями жизни населения сельских местностей, а также в зависимости от характера городов, их санитарного состояния, наследственности населения, в том числе и взрослого, и т. п. В частности, ясно, что там, где сельскохозяйственное население живет более или менее крупными поселками, дети имеют больше шансов умереть от заразных болезней, в то время как риск у детского насе-

---

[87] «Supplement to the 75-th Annual Report of the Registrar — General of Births, Deaths and Marriages in England and Wales», Part III. Registration Summary Tables (1901—1910), London, 1919, стр. XLVII.

[88] Там же, стр. CCXII.

[89] Там же, стр. XXXVI.

ления, живущего на хуторах или в небольших поселках, значительно меньше.

На первый взгляд кажется, что наиболее развитые в промышленном отношении англосаксонские страны платят за это дань в виде очень значительной интенсивности смертности мужчин, а отчасти и женщин, в цветущих рабочих возрастах. Однако заключение это не совсем правильно. Первые и наиболее значительные количества излишних смертных случаев платят они как раз в ранних детских возрастах. Наибольшие различия между городом и селом, особенно для Англии и Уэльса, имеют место в возрастах 1—4 лет. Городская смертность тогда превосходит меру для сельских районов больше чем в 2 раза, а это нельзя найти ни в одном другом периоде возраста. Числа избыточной городской смертности для мужчин в возрастах 20—29 лет в США значительно меньше, чем для детей 1—4 лет, но для возрастов старше 30 лет они делаются приблизительно равными им. Величины избыточной смертности мужчин во всех рабочих возрастах в Англии значительно ниже, чем для детей 1—4 лет. Неудивительно поэтому, что вопросу о детской смертности отводится в Англии такое большое место в научной литературе.

Однако интенсивность смертности детей в городах Англии и Уэльса представляется очень большой только по сравнению со смертностью в сельских местностях тех же двух стран. Сравнивая ее даже со смертностью в городах Пруссии, приходим к заключению, что проблема изучения детской смертности в городах и селах гораздо сложнее, чем это кажется на первый взгляд. По таблицам смертности для 1911—1912 гг. в собственно городских графствах Англии и Уэльса, не беря даже «прочие городские участки», до достижения 5 лет умирало 20,73% новорожденных мальчиков, а в Пруссии (1906—1910 гг.) — 23,55%, т. е. на 13,6% больше. В сельских же местностях Англии умирало всего 13,76%, тогда как в Пруссии 23,35%, т. е. больше на 69,7%. Получается, что в Пруссии, а еще больше во всей Европейской России и на Украине, имеет место колоссальная избыточная смертность детей среди сельского населения по сравнению с Англией и Уэльсом. Если бы удалось ее устранить, то и тогда различия между городами и селами в изучаемых европейских государствах были бы также очень велики. Выходит, что не только города России, Украины и Пруссии в санитарном отношении хуже английских, но что причина различий лежит в исключительно высокой детской смертности как раз среди сельского населения Европы [90]. Изучив, таким образом, особые причины излишней городской смертности Англии и Уэльса (для чего имеются исключительно богатые материалы), лучше можно будет понять характерные черты смертности в других государствах [91].

---

[90] Из более новых работ, освещающих социально-гигиеническое состояние Украины, следует назвать: С. А. Томилин, Материалы о социально-гигиеническом состоянии украинской деревни, Харьков, 1924; С. А. Томілін, Спроба санітарного опису України, Харків, 1928; С. Экель, Инфекционные заболевания на Украине, Харьков, 1927.

[91] Повышенная смертность в русских городах отчасти зависела и от их своеобразий по сравнению с другими государствами. Еще незадолго перед войной С. А. Новосельский писал: «Различия в смертности городского и сельского населения России в рабочем возрасте и обусловливающие эти различия причины аналогичны указанным выше для Западной Европы. Конечно, в русских городах, помимо косвенных вредных влияний, сопутствующих сосредоточению населения, в связи с неудовлетворительностью водоснабжения, нерациональными способами удаления нечистот и т. п., значительную роль играют и прямые вредные последствия повышенной плотности населения». См. «О различиях в смертности городского и сельского населения Европейской России», «Общественный врач» № 4, 1911, стр. 55.

Таблица LV. Смертные случаи на 1000 доживающих в Англии и Уэльсе. 1906—1910 гг. Оба пола
Table LV. Cas de décès pour 1000 survivants en Angleterre et Pays de Galles. 1906—1910. Les deux sexes

Причины смерти Causes de décès	Городские графства Comtés urbains														Сельские графства Comtés ruraux					
	0—1		1—2		2—3		3—4		4—5		0—5		Городская избыточная смертность Surmortalité dans les villes		0—1	1—2	2—3	3—4	4—5	0—5
	всего total	на 100 в сельских графствах pour 100-comtés ruraux	всего total	на 100 в сельских графствах pour 100-comtés ruraux	всего total	на 100 в сельских графствах pour 100-comtés ruraux	всего total	на 100 в сельских графствах pour 100-comtés ruraux	всего total	на 100 в сельских графствах pour 100-comtés ruraux	всего total	на 100 в сельских графствах pour 100-comtés ruraux	абсол. absol.	в процентах ко всей pourcentage						
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
I. Общие заразные болезни . . Maladies infectieuses générales	8,38	143,5	11,78	241,4	5,87	248,7	4,11	204,5	2,98	172,3	7,30	203,9	3,72	21,7	5,84	4,88	2,36	2,01	1,73	3,58
II. Желудочно-кишечные заболевания . . . . . Affections gastriques et intestinales	21,07	217,4	5,03	316,4	0,83	267,7	0,29	181,3	0,16	160,0	6,60	250,0	3,96	23,1	9,69	1,59	0,31	0,16	0,10	2,64
III. Пороки развития и истощение Vices de conformation et épuisement	43,18	107,9	1,05	161,5	0,22	169,2	0,08	114,3	0,04	133,3	11,03	119,0	1,76	10,3	40,02	0,65	0,13	0,07	0,03	9,27
IV. Туберкулез Tuberculose	4,88	153,0	3,93	183,6	2,10	203,9	1,34	188,7	1,03	156,1	2,98	179,5	1,32	7,7	3,19	2,14	1,03	0,71	0,66	1,66
V. Прочие болезни Autres maladies	49,64	126,7	19,42	165,4	7,58	164,4	4,40	151,7	3,21	143,3	19,67	147,8	6,36	37,2	39,18	11,74	4,61	2,90	2,24	13,31
Все причины . . Toutes causes	127,15	129,9	41,21	196,2	16,60	196,7	10,22	174,7	7,42	155,9	47,58	156,2	17,12	100,0	97,92	21,00	8,44	5,85	4,76	30,46

В части III приложения к «75 Отчету Генерального регистратора» для детей обоего пола приведены (стр. CCXXIV—CCXXVII) причины детской смертности в городских и сельских графствах Англии и Уэльса для 1906—1910 гг. в возрасте до 1 года по месяцам, а также для годичных периодов 0—4 лет. Все причины разбиты на пять групп: 1) общие заразные болезни, 2) желудочно-кишечные, 3) пороки развития и истощение, 4) туберкулез и 5) прочие болезни.

Детей до 1 года в сельских графствах умирало 97,92‰, а в городских — 127,15‰, т. е. на 29,9% больше. Максимальную разницу в относительных числах находим для желудочно-кишечных заболеваний, где избыточная городская смертность достигает 117,4%; за ними следует туберкулез (53%) и общие заразные болезни (43,5%). Из отдельных видов последних следует отметить коклюш и корь. Смертность от первого в городах составляет 4,74‰ всех новорожденных, а в сельских графствах — 4,33‰, так что разница не достигает даже 10% (9,5%). Смертность от кори на первом году жизни невелика (3,04 и 1,23‰), но зато разница между городской и сельской смертностью достигает 147,2%. Из третьей группы причин смерти, вообще являющейся весьма важной для грудных детей, в первую очередь следует отметить преждевременные роды, от которых в сельских графствах умерло 18,55‰, а в городских — 20,22‰ новорожденных, т. е. на 9% больше. Второе место занимает атрофия, слабость и маразм (16,10 и 14,92‰), где избыточная смертность составляет 7,9%; затем идут врожденные дефекты (6,86 и 5,95‰) с избыточной смертностью в 15,3%. Среди «прочих видов болезней» особое место занимает бронхит и пневмония (22,21 и 15,09‰), где разница доходит до 47,2%. Много грудных детей умирает также от конвульсий, но здесь мы находим только очень небольшой (1,4%) избыток смертных случаев в городах (11,19 и 11,04‰ новорожденных). Таким образом, пороки развития и истощение, от которых умирает более $^1/_3$ грудных детей, дают избыточную городскую смертность всего 7,9%, а прочие болезни — 26,7%.

Однако с некоторых точек зрения еще более интересны числа, характеризующие значение разных причин смерти по отношению ко всей избыточной городской смертности, или 29,23‰. Подавляющая часть ее приходится на желудочно-кишечные заболевания, с одной стороны (38,9%), и бронхит и пневмонию — с другой (24,4%). Пороки развития и истощение дают 10,8%, из них на преждевременные роды приходится 5,7% и на врожденные дефекты — 3,1%; за счет туберкулеза умирает 5,8% всех избыточно умерших в городах, за счет кори — 6,2%, от прочих заразных болезней — 2,4%.

Сравним теперь числа, характеризующие смертность детей 0—4 лет в городах и сельских местностях. Здесь избыточная городская смертность равняется уже 56,2%. И для всего пятилетнего периода наибольшие различия находим в смертности от желудочно-кишечных заболеваний (150%), за которыми следуют уже общие заразные болезни, тоже играющие значительную роль для возрастов старше 1 года (103,9%), и туберкулез (79,5%); прочие болезни (47,8%), особенно же пороки развития и истощение (19%), дают не такую большую разницу. Следует отметить, что различия в городской и сельской смертности значительно больше для второго и третьего года жизни. Из 17,12‰ избыточно умерших в городах детей 0—4 лет умерло от желудочно-кишечных заболеваний 23,1%, от общих заразных — 21,7% (из них приходится на корь 12,4% и коклюш 4,7%), от пороков развития и истощения — 10,3%, туберкулеза — 7,7% и от прочих болезней — 37,2% (из них 23,9% приходится на бронхит и пневмонию).

Таким образом, значительно уменьшить излишнюю смертность в городах по сравнению с селами среди грудных детей можно главным образом за счет решительной борьбы с желудочно-кишечными заболеваниями, бронхитом и пневмонией. Они в общей совокупности составляют 63,3% избыточной городской смертности детей 0—1 года. Отчасти поможет также борьба с общими заразными болезнями (8,7%); остальные 28% избыточных смертных случаев, по-видимому, вызываются главным образом более слабой наследственностью среди городского населения. За счет ее в первую очередь можно отнести III и IV группы болезней: пороки развития и туберкулез, составляющие в общей сложности 16,6% избыточной смертности грудных детей.

В смертности детей старше 1 года большую и притом все растущую роль играют заразные болезни. От них в городах умирает 28,6% детей 1—2 лет, 35,4% детей 2—3 лет, 40,2% детей 3—4 лет и 40,2% детей 4—5 лет. Разница между городской и сельской смертностью чрезвычайно велика: 141,4, 148,7, 104,5 и 72,3%. Очевидно, что здесь в первую очередь следует искать меры для борьбы с высокой детской смертностью в городах. Желудочно-кишечные заболевания, кроме грудных детей, играют сравнительно большую роль только на втором году жизни, где от них умирало 12,2% детей, но зато смертность в городах превышала сельскую на 216,4%. Хотя процент грудных детей, умирающих от разных видов туберкулеза, невелик, однако он уже на втором году жизни составляет 9,5% всех смертных случаев, на третьем — 12,7%, на четвертом — 13,1% и на пятом — 13,9%. При этом все время наблюдаются большие числа избыточной городской смертности: 83,6, 103,9, 88,7 и 56,1%. Вследствие этого туберкулез является для городских детей 1—4 лет характерной причиной смерти. Устойчива и очень велика доля бронхита и пневмонии среди всей избыточной городской смертности: для грудных детей — 24,4%, а для всего пятилетнего периода — 23,9%.

Пороки развития после первого года жизни играют очень небольшую роль. Таким образом, борьба с избыточной городской смертностью детей 2—4 лет должна быть направлена главным образом против общих заразных болезней, бронхита и пневмонии, а для детей 1—2 лет и против желудочно-кишечных заболеваний.

Хотя наша дореволюционная государственная санитарная статистика была очень бедной и слабой, все же и в ней можно найти подтверждение некоторых выводов английской статистики о сравнительной смертности в городах и сельских местностях. Так, в частности, косвенное подтверждение большой смертности городских детей от заразных болезней находим, сравнивая числа по Украине и всей Европейской России за ряд лет. Эпидемии кори и коклюша в большей степени поражают города, чем сельские местности [92]. Наш лучший знаток этой отрасли статистики С. А. Новосельский [93] так описывает ее состояние в старой России:

«В ведущиеся духовенством метрические книги духовенство заносит относительно умерших в числе других данных также и причину смерти. Данные эти по понятным причинам менее всего могут считаться точными, но ввиду назревшей необходимости располагать хотя бы приблизительными сведениями относительно смертности сельского населения от острозаразных болезней в 1890 г. было сделано распоряжение,

[92] См. «Праці Демографічного Інституту Української Академії наук», т. III за редакц. акад. М. В. Птухи, «Матеріали санітарної статистики України 1876—1914 рр.», Харків, 1926, стр. 50—53 (издание ЦСУ Украины).

[93] См. «Обзор главнейших данных по демографии и санитарной статистике России», «Календарь для врачей на 1916 г.», ч. II, Птг., 1916, стр. 68—69, 71—72.

чтобы духовенство всех вероисповеданий в Европейской России, Польше и некоторых Кавказских губерниях ежемесячно производило выборку из метрических книг о числе умерших от острозаразных болезней и доставляло эти ведомости через уездных врачей губернии врачебным управлениям. В число болезней, подлежащих выборке, были включены: оспа, корь, скарлатина, коклюш, дифтерия, тифы, детские поносы, бешенство и сибирская язва. Уездные врачи и губернские врачебные управления сводят получаемые от отдельных приходов ведомости по губерниям и доставляют эти данные ежемесячно Управлению главного врачебного инспектора. Несмотря на значительную неточность этих данных, они все-таки дают некоторый материал для суждения о степени развития острозаразных болезней в империи. К сожалению, ведомости доставляются духовенством весьма неисправно, с пропусками отдельных месяцев, а по некоторым приходам и вовсе не доставляются.

...Врачебная регистрация причин смерти, составляющая основу западноевропейской санитарной статистики, в России пока развивается только в городах и в настоящее время ведется в 120 городах с общим количеством населения около 9 миллионов. Общий для всех городов порядок состоит в том, что или на основании особого закона, или на основании местных обязательных постановлений устанавливается правило, по которому никто не может быть похоронен без предъявления врачебного свидетельства о причине смерти. Свидетельства эти или предъявляются непосредственно кладбищенскому духовенству, или, чаще, административным органам, которые в обмен на эти свидетельства выдают разрешительные билеты на погребение. Самые свидетельства духовенством или администрацией передаются затем или в городские статистические бюро (где таковые имеются), или городовым врачам, или же местным врачебным отделениям, где и подвергаются разработке. Разработанные городовыми врачами и врачебными отделениями данные поступают в Управление главного врачебного инспектора и опубликовываются в ежегодных отчетах о состоянии народного здоровья; разрабатываемые же некоторыми городскими статистическими бюро данные опубликовываются, кроме годовой сводки, еще еженедельно и ежемесячно в изданиях этих статистических бюро. Так как обязательная врачебная регистрация причин смерти законодательным порядком установлена в России только для Петрограда и Варшавы, в остальных же городах она основана на административных распоряжениях или местных обязательных постановлениях, то статистика причин смерти в наших городах вследствие отсутствия общих определенных законодательных норм находится в малоудовлетворительном состоянии».

В России и на Украине в возрастах наименьшей смертности (10—14 лет) наблюдается для мужского пола почти полное равенство мер интенсивности смертности в городах и уездах (99,6 и 100,4%); в Соединенных Штатах и Англии имеет место значительная избыточная смертность в городах (16,2 и 28,7%), а в Пруссии находим нечто обратное: мера смертности в сельских местностях на 5,6% больше, чем в городах.

Взаимоотношения городской и сельской смертности в возрастных периодах 15—19 и 20—24 лет для Европейской России, Украины и Пруссии носят противоположный характер, в то время как в англосаксонских странах, где нет всеобщей воинской повинности, в обоих пятилетних периодах обнаруживается значительное преобладание городской смертности. Очень велика разница в России, где коэффициент смертности для 15—19 лет в городах равен 114,5% значения его для уездов, в то время как для периода 20—24 лет он составляет всего 82,7%. Раз-

ница в Пруссии несколько меньше (107 и 87,2%), на Украине же она велика до чрезвычайности. Коэффициент для мужского населения городов 15—19 лет выше, чем для уездов, на 11,6%, а для возрастов 20—24 лет он составляет немного более двух третей его (67,2%). В США мера смертности мужского пола в городах для периода 15—19 лет выше сельской на 19,7%, а в следующем пятилетнем периоде — на 27,7%; в Англии наблюдается некоторое снижение чисел избыточной смертности (25,9 и 19%).

Объяснить такие огромные различия сравнительной смертности городского и сельского населения в этих двух смежных пятилетних возрастных периодах одними только экономическими причинами — приливом рабочей силы в города — невозможно. Даже, больше того, главную роль здесь играет, по-видимому, всеобщая воинская повинность, в особенности в связи с большими сроками ее отбывания. Так, лучший знаток и исследователь демографии Пруссии профессор К. Баллод, отметив замечательный факт более низкой смертности мужчин в возрастах 20—24 лет в городах, который имел место до 1900 г., считает возможным объяснить его тем, что на этот период возраста приходится отбывание воинской повинности. Наиболее сильная и здоровая молодежь прибывает из сел в города. Но с 1901—1905 гг., может быть вследствие введения двухлетней воинской службы, замечает он, и в этом возрастном периоде население сельских местностей имеет меньшую смертность[94]. При таком положении понятным представляется факт значительной избыточной смертности в городах Англии, особенно же в США, также и для мужчин в цветущих возрастах 20—24 лет, ибо в этих странах нет всеобщей воинской повинности и большой постоянной армии. В Англии, правда, избыточная смертность мужчин в городах в возрастах 20—24 лет меньше, чем в предыдущих (25,9 и 19%), в то время как в США она значительно выше (19,7 и 27,7%). О значительном влиянии экономических факторов свидетельствуют числа для Англии и Уэльса за два десятилетия 1891—1900 и 1901—1910 гг. Мера смертности во всех городских графствах[95] для мужчин 20—24 лет меньше, чем для сельских в обоих случаях (на 3,3 и 4,6%).

Период от 25 до 29 лет для России своеобразен тем, что коэффициент смертности в уездах даже несколько меньше, чем для предыдущего периода, в городах же он значительно больше. Вследствие этого интенсивность смертности в них на 27% превышает меру для населения уездов. То же явление имеет место и на Украине, но в еще большей степени. Коэффициент смертности для мужчин в возрасте 20—24 лет в ее городах меньше, чем во всей России (0,00560 и 0,00644), в то время как для 25—29 лет он больше. Однако и числа для населения уездов Украины тоже выше, вследствие чего избыточная городская смертность также на 27,7% больше, чем в России. По поводу смертности мужчин в зрелых возрастах среди населения сельских местностей следует отметить, что в России, Пруссии, особенно же на Украине, коэффициент смертности для 20—24 лет выше, чем в нескольких последующих пятилетних возрастных периодах: в России и Пруссии он выше, чем для 25—29 и 30—34 лет, а на Украине — для 35—39 лет. Ничего подобного мы не находим в англосаксонских странах.

[94] C. B a l l o d, Die Bevölkerungsbewegung der letzten Jahrzehnte in Preussen., стр. 253—259.

[95] См. «Supplement to the 75-th Annual Report...», Part III, стр. CCXII. Следует. однако, иметь в виду, что для 1911—1912 гг. мы берем «собственно городские графства» без прочих городских местностей. В последних хотя и имеет место избыточная городская смертность, но она значительно ниже, чем в первых,—всего 4,7% вместо 19%. Небезынтересным представляется то обстоятельство, что в Лондоне она еще меньше (3,5%), так что и «отбор» более сильных организмов выявляется там отчетливее.

Следующий пятилетний период 30—34 лет своеобразен в том отношении, что избыточная городская смертность в России сильно увеличивается (48,7%). Объясняется это тем, что смертность в городах заметно растет (0,00939 и 0,01152), а в уездах она хотя и выросла, но лишь незначительно. Еще более своеобразна картина для Украины. Смертность ее городского населения выросла незначительно, но зато для населения уездов она даже снизилась, так что коэффициент для мужчин 20—34 лет в уездах представляет убывающий ряд (0,00833, 0,00744 и 0,00717). Этим объясняется, что мужчины 30—34 лет в городах умирают на 51,5% больше, чем в уездах.

Из иностранных государств полную закономерность в мерах интенсивности смертности 15—34-летних находим только в США. Меры для городского и сельского населения в этой стране растут во всех четырех пятилетних возрастных периодах; в городах коэффициент смертности растет значительнее, вследствие чего меры избыточной городской смертности мужчин тоже растут (19,7, 27,7, 45,7 и 70,7%). Любопытно отметить, что избыточная мужская смертность в городах Англии для возрастов 25—34 лет (30,3%) меньше, чем в прочих странах.

Судить о ближайших причинах высоты сравнительной смертности в городах и селах России и Украины в рабочих возрастах крайне затруднительно вследствие отмеченного выше положения статистики причин смерти в дореволюционной России. «Что касается непосредственных причин высокой смертности в рабочем возрасте,— пишет С. А. Новосельский [96],— то и здесь, особенно в возрасте 20—40 лет, по-видимому, важную роль играют острые инфекции, в частности тифы. Большое значение тифов для повышения смертности в молодом рабочем возрасте можно видеть на примере Петрограда... Несомненно, большую роль в повышенной смертности русского населения в рабочем возрасте играет и туберкулез. Однако мы не имеем сколько-нибудь определенных цифр, могущих дать более или менее обоснованное представление о высоте смертности сельского населения России от туберкулеза. В русских городах смертность от туберкулеза высока, но не чрезмерна и не исключительна по своим размерам. В Петрограде и Москве смертность от бугорчатки очень высока, но все же уступает по размерам таким городам с чрезмерной смертностью от бугорчатки, как Париж и Будапешт».

В своей работе «Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг.», напечатанной в «Материалах по статистике Ленинграда» № 6 (стр. 158), С. А. Новосельский и В. В. Паевский отмечают: «Другим важным фактором, способствующим повышению смертности мужского населения в городах, является алкоголизм. В Ленинграде в довоенные годы алкоголизм был чрезмерно развит и притом в наиболее уродливых формах, отчасти благодаря потреблению алкоголя преимущественно в концентрированном виде, в виде наиболее вредного алкогольного напитка — водки». То же самое можно сказать и о других городах. Однако «числа смертности от острого алкоголизма не исчерпывают, конечно, степени опасности для жизни и здоровья от злоупотребления алкоголем». В швейцарских городах врачи при выдаче свидетельств о причине смерти, наряду с непосредственной ближайшей причиной, должны делать пометки, если алкоголизм способствовал смертельному исходу или играл этиологическую роль. Таких случаев несравненно больше, чем смертей от острого алкоголизма. Так, в Базеле в 1892—1908 гг. умерло 168 мужчин от острого алкоголизма и 703 от других причин, на которые влиял алкоголизм, способствуя смерти или заболеванию.

[96] «Смертность и продолжительность жизни в России», 1916, стр. 159.

Четыре последующих периода 35—54 лет весьма своеобразны в Европейской России. Коэффициенты смертности мужского населения в городах и уездах быстро растут, причем темп нарастания в последних больший. Вследствие этого мера избыточной смертности в городах, достигнув максимума в периоде 35—39 лет (69,5%), в последующих возрастных группах снижается (66,6, 54,5 и 51,5%). На Украине такой закономерности не наблюдаем. Здесь мера городской избыточной смертности сначала растет (65,8 и 72,7%), потом снижается (53,9 и 52,3%). В Пруссии имеет место нечто похожее на Украину (51,3, 55,9, 53,5 и 48,6%); в США избыточная смертность мужчин 35—54 лет в городах чрезвычайно велика (81,4, 89,3, 82,9 и 86,2%); несколько меньше она в Англии, где вероятность умереть для мужчины 35—44 лет в городах превышает меру для сельских местностей на 57,9%, а у 45—54-летних — на 72,5%.

Старческие возрасты представляют более или менее пеструю картину. Во всех странах различия в мерах для городского и сельского населения меньше, чем в рабочих возрастах.

Очень показательны числа, характеризующие смертность мужчин во всех рабочих возрастах 20—59 лет среди городского и сельского населения. Здесь, как и для детских возрастов, находим две ясно выраженные группы стран по их относительной смертности. Россия, Украина и Пруссия имеют почти одну и ту же величину избыточной смертности мужчин 20—59 лет — около 31% (31,2, 31 и 30,8%), в то время как Англия — 43,9%, а Соединенные Штаты — даже 57,2%, т. е. в 1,5—2 раза больше.

Таблица LVI. Числа доживающих (l_x). Женский пол
Table LVI. Nombres des survivants (l_x). Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
1	72 519	75 404	75 842	80 730	80 382	82 084	88 610	91 870	87 455	91 021	1
2	65 581	68 630	70 068	74 532	76 144	78 272	84 880	90 067	84 117	89 033	2
3	62 257	64 930	67 171	70 836	74 554	76 763	—	—	82 589	88 089	3
4	60 258	62 535	65 377	68 489	73 564	75 822	—	—	81 583	87 493	4
5	58 791	60 848	64 035	66 840	72 870	75 139	81 890	88 544	80 805	87 017	5
10	55 607	57 130	61 042	63 118	71 100	73 290	80 278	87 365	78 894	85 677	10
15	54 247	55 563	59 539	61 242	70 137	72 187	79 379	86 596	77 859	84 637	15
20	—	—	—	—	68 919	70 863	78 230	85 462	76 213	82 828	20
25	50 888	51 909	55 783	56 716	67 297	69 155	76 848	84 010	73 933	80 336	25
35	46 370	47 610	50 672	51 843	63 243	64 971	73 567	80 624	68 115	75 078	35
45	41 220	42 714	45 144	46 362	58 129	59 994	68 191	76 309	61 211	69 672	45
55	34 916	36 452	38 293	39 119	51 133	53 613	59 623	69 810	52 030	62 769	55
65	25 929	26 288	28 164	27 098	39 392	41 394	45 505	57 761	38 075	51 297	65
75	14 154	13 262	14 440	12 485	21 317	21 298	24 573	36 486	20 072	32 027	75
85	3 612	4 099	2 825	3 975	4 584	4 022	5 877	11 198	5 079	9 702	85
95	229	1 018	595	1 224	84	68	366	775	306	639	95

Таблица LVII. Коэффициенты смертности (m_x). Женский пол
Table LVII. Taux de mortalité (m_x). Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0—1	0,33646	0,29420	0,28796	0,22111	0,22744	0,20529	0,12326	0,08596	0,13690	0,09551	0—1
1—2	0,10048	0,09406	0,07914	0,07984	0,05447	0,04778	0,04300	0,01982	0,03891	0,02208	1—2
2—3	0,05200	0,05541	0,04222	0,05085	0,02112	0,01948	—	—	0,01833	0,01066	2—3
3—4	0,03263	0,03758	0,02707	0,03369	0,01337	0,01234	—	—	0,01226	0,00679	3—4
4—5	0,02465	0,02735	0,02074	0,02437	0,00948	0,00905	—	—	0,00958	0,00546	4—5
5—9	0,01079	0,01261	0,00957	0,01145	0,00492	0,00498	0,00398	0,00268	0,00479	0,00310	5—9
10—14	0,00495	0,00556	0,00498	0,00604	0,00273	0,00303	0,00225	0,00177	0,00264	0,00244	10—14
15—19	0,00537	0,00610	0,00556	0,00710	0,00350	0,00370	0,00292	0,00264	0,00427	0,00431	15—19
20—24	0,00755	0,00766	0,00778	0,00843	0,00476	0,00488	0,00356	0,00343	0,00607	0,00611	20—24
25—29	0,00884	0,00847	0,00951	0,00892	0,00559	0,00573	0,00436	0,00411	0,00763	0,00667	25—29
30—34	0,00982	0,00884	0,00971	0,00904	0,00684	0,00675			0,00876	0,00686	30—34
35—39	0,01136	0,01061	0,01115	0,01087	0,00803	0,00770	0,00758	0,00550	0,00976	0,00704	35—39
40—44	0,01226	0,01109	0,01202	0,01151	0,00884	0,00824			0,01161	0,00790	40—44
45—49	0,01572	0,01479	0,01596	0,01594	0,01117	0,00960	0,01341	0,00890	0,01368	0,00905	45—49
50—54	0,01748	0,01689	0,01691	0,01800	0,01447	0,01289			0,01880	0,01181	50—54
55—64	0,02954	0,03240	0,03048	0,03631	0,02571	0,02543	0,02086	0,01889	0,03097	0,02011	55—64
65—74	0,05875	0,06587	0,06442	0,07384	0,05880	0,06333	0,05974	0,04515	0,06192	0,04625	65—74
75—84	0,11868	0,10556	0,13455	0,10341	0,13602	0,14617	0,12280	0,10606	0,11922	0,10700	75—84
85—94	0,17615	0,12040	0,13041	0,10585	0,27033	0,27863	0,17655	0,17411	0,17690	0,17528	85—94

В городах России вероятность для мужчины 20 лет умереть до достижения 60 лет равна 0,53117, на Украине — 0,50812, в Пруссии — 0,46731, в Англии — 0,40657, в Соединенных Штатах — 0,46789. Таким образом, Россия для всех рабочих возрастов имеет избыточную смертность по сравнению с Украиной, равную 4,5%, с Пруссией — 13,7%, Англией—30,6% (для 1911—1912 гг.) и США—13,5%. Вероятности умереть у мужчин 20—59 лет в уездах (или в сельских местностях) соответственно равны 0,40472, 0,38792, 0,35739, 0,28249 и 0,29769. Избыточная смертность в России по отношению к Украине равна 4,3%, Пруссии — 13,2%, Англии — 43,3% и Соединенным Штатам — 36%. Таким образом, различия в интенсивности смертности мужчин в рабочих возрастах в сельских местностях Украины и Пруссии примерно те же, что и в городах, в Англии они раза в полтора больше, а в США в 2,7 раза больше. Последние числа показывают, что, хотя промышленный труд в США и Англии весьма значительно сокращает жизнеспособность мужчин по сравнению с сельскохозяйственным, все же условия существования сельскохозяйственного населения в России, на Украине и в Пруссии еще хуже, чем городского, если сравнивать с городами англосаксонских стран.

Интенсивность смертности у женщин в городах и селах

Охарактеризуем интенсивность смертности женщин среди городского и сельского населения. Во всех пяти странах на первом году жизни избыточная смертность городских девочек по сравнению с сельскими немного больше, чем мальчиков, но степень расхождения у них различна. Минимальна она в Пруссии (10,8 и 10,5%) и США (39,7 и 38,5%), отчасти в России (14,4 и 11,9%), на Украине более значительна (30,2 и 24,7%), как и в Англии (40,1 и 35,7%).

На втором году жизни в России избыточная смертность девочек в городах уже делается меньшей, чем мальчиков (6,8 вместо 9,9%); на Украине наблюдается то же самое, но в такой мере, что смертность в уездах оказывается уже на 0,9% большей, чем в городах (104,3 и 99,1%). В Пруссии, США и Англии имеют место лишь небольшие различия в избыточной городской смертности по сравнению с мальчиками 1—2 лет. Смертность девочек в возрасте 2—9 лет в России и на Украине закономерна в том смысле, что избыточная смертность наблюдается здесь уже в уездах. Ряды чисел, кроме периода 3—4 лет, в России возрастают; разница на Украине все время больше, чем по всей Европейской России. Для возраста 2—3 лет в России избыточная сельская смертность составляет 6,1%, а на Украине — 17%; от 3 до 4 лет — 13,2 и 19,6%; для 4—5 лет — 9,1 и 14,9%; для 5—9 лет — 14,4 и 16,4%. До 5 лет в Пруссии находим избыточную смертность девочек в городах, а для периода 5—9 лет — в селах (1,2%). В США всюду имеет место избыточная смертность девочек в городах и притом очень высокая, как и в Англии. Различия между избыточной смертностью мальчиков и девочек в Пруссии невелики; они закономерны в том смысле, что величина избыточной смертности в городах для девочек меньше, чем для мальчиков. Так же обстоит дело и в США. В Англии находим нечто противоположное: сравнительная интенсивность смертности девочек выше, чем мальчиков, хотя различия между ними вообще невелики. Мы не беремся объяснить этот любопытный факт, противоречащий тому, что имеет место в прочих изучаемых странах [97].

Сравнивая вероятности для новорожденной девочки в городах умереть до достижения 1 года, находим, что в России умирало их на 13,8% больше, чем на Украине, на 41,1% больше, чем в Пруссии, на 141,3%, чем в Англии, и на 119,1%, чем в Соединенных Штатах. Приняв вероятность умереть для девочки 0—1 года в городах за 100, получим для мальчиков такие числа: в России — 113,9%, на Украине — 114,6%, Пруссии — 116,9%, США — 120,3%, в Англии — 122,7%. Таким образом, сравнительная смертность девочек 0—1 года наименее благоприятна в России и на Украине; значительно лучше она в Англии. Объяснить этот любопытный факт возможно только путем детального анализа детской смертности в изучаемых странах в связи с причинами смерти.

Вероятность для девочки среди населения уездов умереть на первом году жизни в Европейской России больше такой же вероятности для Украины на 27,6%, вероятности для сельских местностей Пруссии — на 37,3%, США — на 173,9% и Англии — на 202,5%. Приняв вероят-

---

[97] Это, по-видимому, не является чем-то случайным, что можно было бы объяснить особенностями смертности в 1911—1912 гг. Избыточная смертность в городских графствах Англии и Уэльса у мальчиков 0—4 лет в 1891—1900 гг. равна 55,2%, а у девочек — 61,7%; те же числа для 1901—1910 гг. равны 52,8 и 60%. Для периода 5—9 лет имеем: у мальчиков — 37,1 и 32,9%, у девочек — 35,9 и 34,5%. Из приведенных четырех рядов чисел только в одном случае избыточная смертность девочек выше, чем у мальчиков, и притом всего на 1,2%. См. «Supplement to the 75-th Annual Report...», Part III, стр. CCXII.

ность для новорожденной девочки умереть до достижения одного года за 100, получим такие значения для мальчиков: для Европейской России — 116,3%, Украины — 119,5%, Пруссии — 117,4%, США — 121,4%, Англии — 126,7%. Здесь наблюдаем ту же картину, что и для городов: избыточная по сравнению с девочками смертность мальчиков 0—1 года минимальна в Европейской России, Пруссии и на Украине, в США и особенно в Англии она максимальна. Следует при этом отметить, что различия во всех странах более значительны для сельских местностей, чем для городов, особенно для Украины и Англии.

Сравним теперь вероятности для новорожденной девочки умереть до достижения 10 лет среди городского и сельского населения. Избыточная смертность в городах Европейской России, Украины и Пруссии сравнительно невелика (3,6, 5,6 и 8,2%), причем числа для девочек в двух первых странах несколько меньше величин для мальчиков, а в Пруссии оба числа одинаковы. Очень низкие числа для России и Украины, вероятно, можно объяснить тем, что вследствие ряда причин жизнь мальчика у населения сел ценилась дороже жизни девочки, и даже небольшое ослабление ухода за детьми в начальных возрастах вызывает уменьшение их роста и понижение жизнеспособности[98]. Косвенно такая точка зрения как будто подтверждается тем, что девочки от 2 до 9 лет в уездах как Европейской России, так и Украины имеют большую избыточную смертность, чем мальчики, в то время как на первом году жизни (а в Европейской России и на втором) преобладает смертность в городах, особенно на Украине. В Пруссии мы не находим сколько-нибудь больших различий между избыточной смертностью мальчиков и девочек в возрасте до 10 лет, следовательно, вообще для всего десятилетнего периода мера ее для обоих полов одинакова. Очень велика избыточная смертность девочек среди городского населения США (47,4%), причем она тоже почти равняется избыточной смертности у мальчиков. В Англии она еще выше, и различия между мальчиками и девочками значительнее (49,3 и 56,1%).

Вероятность умереть до достижения 10 лет равна для новорожденной девочки в городах России 114% величины ее для Украины, 153,6% — для Пруссии, 210,3% — для США и 225,1% — для Англии. Подобные числа для населения сельских местностей равны 116,2, 160,5, 299,3 и 339,3%. Получается, таким образом, что различия в интенсивности смертности девочек до 10 лет меньше в городах, чем в сельских местностях. Невелики они для Украины и Пруссии и весьма значительны для стран англосаксонских. Однако приведенные числа служат главным образом добавочной характеристикой для разных видов интенсивности смертности девочек в городах и сельских местностях. Реальное

---

[98] Как отмечено выше, статистика населения в разных направлениях очень хорошо изучается в Великобритании. Между прочим, в Шотландии произведено было специальное подворное обследование детей беднейшего населения трех больших городов: Глазго, Эдинбурга и Дунди — сравнительно с детьми сельскохозяйственных рабочих и горняков, проживающих в сельских местностях. Оно опровергло ряд общепризнанных положений, как-то: связь между доходом семьи и способом кормления детей, весом и размерами их и т. п. Подтверждено было также открытие профессора К. Пирсона о полном отсутствии или очень незначительной связи между здоровьем матери во время беременности и состоянием ребенка. Только один фактор установлен позитивно: у матерей, посвятивших себя уходу за детьми и домом, дети заметно тяжелее и выше, чем у матерей посредственных. Правда, чрезмерно населенные жилые помещения и худший тип матери более или менее связаны между собой, а потому трудно было определить, что является причиной, а что следствием. См. «Poverty, Nutrition and Growth». By Noël Paton and Leonard Findlay, «Studies of Child Life in Cities and Rural Districts of Scotland». Special Report Series, N, 101, Medical Research Council, 1926.

представление о сравнительной величине детской смертности они дают только для Европейской России, Украины и отчасти Пруссии, для которой время наблюдения всего на 1,5 года позже.

Разница во времени, к которому относятся таблицы смертности для Европейской России и США, значительно больше (4,5 года), особенно же велика эта разница для Англии (15 лет). Падение смертности в первую очередь имело место в детских возрастах, особенно после первого года жизни. Так, вероятность умереть на первом году жизни для девочки в городах Пруссии 1891—1895 гг. больше такой же вероятности в 1906—1910 гг. на 34,1%, а вероятность умереть до достижения 10 лет — на 43%.

В сельских местностях падение смертности выражено значительно слабее, особенно для детей 0—1 года. Вероятность умереть для грудного ребенка в 1891—1895 гг. больше величины для 1906—1910 гг. всего на 16,5%, а для детей 0—9 лет — на 32,4%. Темп падения интенсивности смертности девочек в обоих видах населенных мест Пруссии представляет, по общему правилу, возрастающий ряд. Приняв вероятность умереть в предыдущем пятилетнем периоде за 100, будем иметь для трех последующих периодов такие числа: 1) для девочек 0—1 года в городах: 97,3, 90,5 и 84,7%; 2) для девочек 0—9 лет: 91,0, 91,1 и 84,4%; 3) для девочек 0—1 года в сельских местностях: 98,9, 94,5 и 91,8%; 4) для девочек 0—9 лет: 91,5, 93,4 и 88,4%.

Сравнивая эти числа, приходим к выводу, что падение детской смертности в возрасте 0—1 года наиболее заметно в городах, в то время как у детей последующих возрастов это явление имеет место в сельских местностях. В общей же сложности в обоих видах населенных мест оно сильнее проявляется (за исключением городов в 1901—1905 гг.) в возрастах старше 1 года [99]. Таким образом, избыточную смертность девочек 0—9 лет в Европейской России по сравнению с Соединенными Штатами следовало бы уменьшить процентов на 10, а по сравнению с Англией, быть может, процентов на 40, ибо наибольшее падение детской смертности наблюдалось как раз перед самой войной.

Вероятность умереть до достижения 10 лет для новорожденной девочки в Англии и Уэльсе в 1891—1900 гг. больше величины для 1911—1912 гг. на 39,9%, хотя мы вообще вправе ожидать большего падения детской смертности в странах, где она особенно высока. Однако, даже соответственно уменьшив величину избыточной детской смертности, будем иметь большие различия между интенсивностью смертности девочек 0—9 лет в России и странах англосаксонских, особенно в США, причем наибольшие расхождения наблюдаем для сельских местностей.

Сравнивая коэффициенты смертности женского пола для последующих возрастов, в частности полурабочих и рабочих, мы не находим уже здесь, по меньшей мере в таких же размерах, тех любопытных особенностей, которые отмечены были для мужчин. В пятилетние периоды 10—14 и 15—19 лет в Европейской России имеем почти одинаковую и притом значительную избыточную смертность в уездах (11 и 12%). Рост женской смертности в это время, в общем, невелик.

Интенсивность смертности женщин 20—24 лет значительно выше, чем в предыдущем периоде, особенно в городах, где коэффициент смертности вырос на 40,6%, в то время как в уездах — только на 25,6%. Этим объясняется то обстоятельство, что избыточная смерт-

---

[99] К тем же примерно выводам пришел и наш исследователь С. А. Новосельский относительно смертности детей в России 1896—1897 и 1907—1908 гг. См. «Смертность и продолжительность жизни в России», 1916, стр. 180—184.

ность в уездах становится здесь очень небольшой — 1,4% вместо 12% для периода 15—19 лет.

На первый взгляд, казалось бы, объяснить это можно тем, что интенсивность смертности в предыдущем периоде 15—19 лет в уездах очень велика, отчасти в связи с более ранним возрастом вступления в брак и деторождением, которое нередко вызывало смерть матери-роженицы. Однако избыточная сельская смертность лишь на 1% превышает величину для возрастов 10—14 лет (12 и 11%), а потому, по-видимому, главную причину весьма высокой женской смертности среди населения уездов следует искать в особенностях женского сельскохозяйственного труда и во всем укладе сельской жизни, которые оказывали вредное влияние на не вполне сформировавшийся и окрепший женский организм 10—19 лет. Такое своеобразное соотношение мер смертности у женщин среди городского и сельского населения тем более заслуживает внимания, что приток женской рабочей силы из сел в города тоже имеет место, хотя и в меньшей степени, чем у мужчин. Он искусственно понижал городскую смертность женщин в цветущих возрастах и повышал ее в сельских местностях. Однако и при этих условиях жизнеспособность женщин 20—24 лет в городах все же выше всего на 1,4% по сравнению с уездами.

Для последних, кроме общего уклада сельской жизни, следует отметить еще избыточную смертность от родов, так как она безусловно больше в селах, чем в городах. Максимальное количество рождений падает на возраст 20—24 и 25—29 лет; рождение первого ребенка опаснее для жизни матери, чем последующих.

На Украине находим еще более ясно выраженную избыточную смертность женского населения в уездах. В возрастах 10—14 лет она равна 17,5%, 15—19 лет — 21,7% и даже для 20—24 лет — 7,7%. Такие большие числа для этих трех последовательных пятилетних периодов не находим ни в одной стране. Коэффициент смертности в городах для возрастов 15—19 лет возрос по сравнению с предыдущим на 11,6%, в уездах — на 17,5%. В следующем периоде имело место значительное возрастание интенсивности смертности в городах и более чем вдвое меньшее в уездах (39,9 и 18,7%).

Этим непропорциональным ростом и поясняется большой скачок в процентах избыточной смертности среди женщин уездов при переходе из пятилетнего периода 15—19 лет в период 20—24 лет. Скачок этот мог бы быть еще большим, если бы не было притока женской рабочей силы в возрастах 20—24 лет из сел в города Украины.

Коэффициенты смертности в Пруссии для женского населения 10—24 лет закономерны в том смысле, что во всех трех пятилетних периодах возраста наблюдается прогрессивно убывающее преобладание смертности для сельского населения (9,9, 5,4 и 2,5%). В США наблюдаем очень пеструю картину: от 10 до 14 лет избыточную смертность имеют города (8,1%), а для 15—19 и 20—24 лет — сельские местности, но разница при этом очень незначительна (1—0,5%). В Англии во всех трех периодах избыточную женскую смертность имеют города, причем меры ее образуют быстро падающий ряд (27,4, 10,5 и 4,3%).

Коэффициент смертности для женщин 25—29 лет в городах Европейской России выше, чем в предыдущем периоде, на 17,1%, а на Украине — на 22,2%; подобные числа для населения уездов значительно ниже, особенно на Украине (10,6 и 5,8%).

В результате непропорционально большого роста смертности в городах уже и там находим избыточную смертность: для Европейской России — 4,4%, а для Украины — 6,6%.

Рост коэффициентов смертности для периода 30—34 лет у женщин очень невелик в обоих видах населенных мест: в городах Европейской России выше, чем в уездах, вследствие этого избыточная смертность в них доходит уже до 11,1%, на Украине же она меньше (7,4%). Возраст 35—39 лет имеет коэффициент, больший предыдущего в городах Европейской России на 15,7%, для Украины — на 14,8%, а в уездах — на 20 и 20,2%. Период 40—44-летнего возраста дает для России и Украины некоторое повышение избыточной городской смертности (10,6 и 4,4%). Следующее десятилетие 45—54 лет имеет значительно большие коэффициенты, чем в предыдущий период, причем интенсивность смертности женского населения в городах и уездах еще больше приближается к равенству. Во всей Европейской России преобладает городская смертность (6,3 и 3,5%), а на Украине — в уездах (3,1% для всего периода).

В Пруссии начиная с 30 и до 50 лет находим медленно возрастающий ряд чисел избыточной смертности женщин среди городского населения (1,3, 4,3, 7,3 и 16,4%). В США имеет место то же самое начиная с 25 и до 50 лет. При этом величина женской избыточной смертности гораздо значительнее, чем в Пруссии (14,1, 27,1, 37,7, 45,6, 49,4 и 56,6%). Вообще в США только два пятилетних периода — 15—19 и 20—24 лет — дают и то весьма незначительную избыточную смертность в сельских местностях. В Англии не наблюдается даже и этого. Во всех приведенных в таблицах смертности возрастных периодах мера смертности в городах для женщин, как и для мужчин, выше, чем в сельских местностях.

Охарактеризуем смертность женщин в рабочих возрастах 20—59 лет. Вероятность для 20-летней женщины в городах Европейской России умереть до достижения 60 лет равна 0,42126, а в уездах — 0,41622; на Украине величины эти равны 0,42372 и 0,43863; в Пруссии — 0,33165 и 0,31445; в США — 0,40120 и 0,30257; в Англии — 0,32808 и 0,25363. В городах небольшую избыточную смертность среди женщин в рабочих возрастах находим в Европейской России (1,2%) и в Пруссии (5,5%); она значительно больше в Англии (29,4%) и максимальна в США (32,6%). В одной только Украине находим избыточную смертность в уездах, которая равна 3,4%. Объясняется она непропорционально большой смертностью женщин в начале и конце производительного периода их жизни (20—24 и 50—59 лет). Для середины же его, на протяжении 20 лет, имеет место небольшое преобладание интенсивности смертности городского населения, а для пятилетия 45—49 лет имеем почти равенство.

Вероятность умереть для женщин в рабочих возрастах, проживавших в городах Европейской России, составляет 99,4% меры для Украины, а живших в уездах — 94,9%; 127 и 132,4% меры — для Пруссии, 105 и 137,6% — для США, 128,4 и 164,1% — для Англии.

Таким образом, максимальную смертность женщин в городах находим на Украине, хотя она только на 0,6% отличается от всей России. Очень велика также смертность женщин 20—59 лет и в США — всего на 5% меньше, чем в России. Различия между числами для Пруссии и Англии по сравнению с Россией очень велики, причем приблизительно они равны. Гораздо бо́льшие различия имеют место для женщин в рабочих возрастах среди сельского населения. Здесь максимальную меру смертности тоже находим на Украине; она отличается от всей России на 5,1%.

Иностранные государства имеют значительно меньшую смертность женщин в рабочих возрастах, чем Россия: Пруссия — на 32,4%,

США — на 37,6%, Англия — даже на 64,1%. Следует, впрочем, не упускать из виду, что имеются две причины, увеличивающие меру смертности в России и на Украине по сравнению с иностранными государствами: 1) у всех их период времени наблюдения более поздний, особенно в Англии (15 лет!), в то время как быстрое и притом прогрессивное уменьшение смертности наступило в России в XX в.; 2) везде берется население сельских местностей, а у нас — население уездов, т. е. включая местечки и тому подобные населенные пункты, по временам имеющие довольно большое промышленное значение.

Охарактеризуем еще производительный период жизни женщин с точки зрения величины их смертности в городах и сельских местностях по сравнению с мужчинами. Приняв вероятность для 20-летней женщины умереть до достижения 60 лет за 100, приходим к выводу, что относительные величины для мужчин в городах во всех изучаемых странах показывают значительную избыточную смертность мужского пола. Минимальна она в США (16,1%) и на Украине (19,9%); величина ее немного больше в Англии (23,9%), еще больше в Европейской России (26,1%) и очень велика в Пруссии (40,9%). Получается, таким образом, довольно своеобразная картина.

На одном и том же полюсе со сравнительно высокой женской смертностью стоят страны, наиболее и наименее развитые в промышленном отношении; от них не так уже значительно отклоняется Англия—страна, которая занимает 2-е место по своему значению. На другом полюсе находится Пруссия с очень низкой сравнительной мерой своей женской смертности в рабочих возрастах. Эти числа ясно говорят о том, что, кроме промышленного труда, отрицательно влияющего на жизнеспособность женщин в странах англосаксонских, имеются еще другие факторы, которые приводят к тому же результату. Страна, очень развитая в промышленном отношении, с большим количеством занятых в ней женщин, имеет и бóльшую женскую смертность, в результате чего мера избыточной мужской смертности невелика.

При небольшом развитии промышленности город оказывает малое специфическое влияние на уменьшение жизнеспособности мужчин, которая, таким образом, тоже приближается к женской. Это, по-видимому, главная причина сравнительно небольшой разницы в интенсивности смертности обоих полов в городах Украины.

Совсем другую картину находим для сельских местностей. Здесь уже в трех случаях имеет место избыточная смертность женщин в рабочих возрастах по сравнению с мужчинами. В США (1,6%) и в России (2,8%) она незначительна; на Украине же очень велика (11,6%). Среди населения сельских местностей в Англии и Пруссии интенсивность смертности мужского пола в возрастах 20—59 лет все же значительнее, чем женского (11,4 и 13,7%). Таким образом, Украина, с одной стороны, и Англия и Пруссия — с другой, занимают противоположные места в отношении сравнительной величины мужской и женской смертности в рабочих возрастах среди сельского населения.

«Характерным для земледельческих и отсталых в культурном и экономическом отношении стран, — пишет С. А. Новосельский [100], — является высокая в них женская смертность во всех возрастах до 70 лет и высокая смертность обоих полов в детском возрасте... Земледельческий труд не является неблагоприятным для здоровья мужского населения, для женщин же труд этот должен быть признан чрезмерно тяжелым, особенно принимая во внимание деторождение, кормление

[100] «Смертность и продолжительность жизни», стр. 158.

грудью, работы в последнем периоде беременности и проч. Достаточно вспомнить нередкие в русской деревне случаи родов в поле, во время полевых работ. Эта чрезмерная эксплуатация жизненной силы женщин в отсталых земледельческих странах достаточно уясняет повышенную в них женскую смертность». Приведенные соображения С. А. Новосельского представляются далеко не достаточными при углубленном изучении смертности. По временам они могли бы дать даже повод к неправильным выводам, ибо недостаточно внимательный читатель может вынести впечатление, что высота женской смертности определяется, в частности, высотой процента женщин, занятых в сельском хозяйстве.

Наши суммарные таблицы смертности для разных народностей, населявших Европейскую Россию, ясно показывают, что проблема женской смертности является весьма сложной даже для населения, занятого главным образом сельским хозяйством.

Средняя продолжительность жизни в городах и сельских местностях. Мужской пол

Приведем добавочную характеристику условий смертности городского и сельского населения при помощи чисел средней продолжительности предстоящей жизни. Величина ее для новорожденного мальчика в городах всей Европейской России в условиях смертности 1896—1897 гг. очень низка — всего 28,72 года, а в уездах — на 3,72 года больше (32,44). Числа для Украины значительно выше (32,01 и 36,31 года), причем разница между населением городов и уездов еще больше (4,3 года). Она несколько меньше четырех лет в Пруссии (39,79 и 43,7 года). В странах англосаксонских, несмотря на их вообще высокую продолжительность жизни, также находим очень большие разницы между продолжительностью жизни новорожденного мальчика в городах и сельских местностях: в Англии — 8,77 года (47,53 и 56,3 года), а в США — даже несколько больше 10 лет (43,97 и 54,03 года). Таким образом, дань, которую платит в капиталистических странах мужское население с высоко развитой промышленностью, в 2—2,5 раза больше той, которая наблюдалась у нас. Однако на основании чисел Пруссии можно сделать заключение, что и сравнительно развитая промышленность при более благоприятных социально-гигиенических условиях жизни в городах может не так уже добавочно много уничтожать мужскую жизнь.

Разница в абсолютных числах продолжительности жизни новорожденного мальчика в городах и сельских местностях лучше всего с некоторых точек зрения характеризует все своеобразие условий смертности поколений мужчин в обоих видах населенных мест. Известное показательное значение имеет сравнение относительных чисел продолжительности жизни в городах, если величины ее для сельских местностей приняты за 100. Укорочение продолжительности жизни новорожденного мальчика в городах всей Европейской России по сравнению с населением уездов равно 11,5%, на Украине — 11,8%, в Пруссии — 8,9%, в Англии — 15,6% и США — 18,6%. Числа эти не соответствуют абсолютным величинам разницы в разных странах, ибо, кроме них (числитель), значение производных величин определяется еще продолжительностью жизни новорожденных в сельских местностях (знаменатель), которая различна в изучаемых странах.

Приняв среднюю продолжительность жизни новорожденного мальчика в городах и уездах всей Европейской России за 100, получим такие числа для прочих стран: Украины — 111,5 и 111,9%, Пруссии — 138,5 и 134,7%, Англии — 165,5 и 173,6% и США — 153,1 и 166,6%.

Таблица LVIII. Средняя продолжительность предстоящей жизни ($\mathring{e}_x$). Мужской пол
Table LVIII. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$). Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0	28,72	32,44	32,01	36,31	39,79	43,70	47,53	56,30	43,97	54,03	0
1	40,65	44,30	43,13	46,07	50,54	54,27	54,21	61,74	50,73	59,61	1
2	44,36	47,96	46,19	49,22	52,44	55,99	55,73	62,06	51,95	60,08	2
3	45,93	49,77	47,36	50,92	52,59	56,12	—	—	52,00	59,72	3
4	46,51	50,71	47,75	51,70	52,32	55,82	—	—	51,68	59,13	4
5	46,68	50,13	47,75	51,97	51,83	55,32	54,72	60,16	51,19	58,45	5
10	44,47	49,37	45,19	49,91	48,03	51,61	50,78	55,96	47,49	54,36	10
15	40,61	45,65	41,43	46,29	43,61	47,28	46,30	51,40	43,15	50,01	15
20	—	—	—	—	39,50	43,18	42,03	47,02	39,13	45,97	20
25	32,95	38,36	33,71	39,30	35,53	39,48	37,85	42,82	35,46	42,19	25
35	26,00	30,98	26,76	31,90	27,79	31,37	29,69	34,44	28,44	34,45	35
45	19,83	23,71	20,38	24,46	20,94	23,69	22,17	26,28	21,78	26,61	45
55	14,27	17,19	14,60	17,79	14,99	16,71	15,51	18,58	15,51	19,03	55
65	9,53	11,61	9,60	12,14	9,93	10,67	10,05	11,89	10,32	12,33	65
75	5,53	8,02	5,38	8,95	5,91	8,07	5,97	6,73	6,31	7,16	75
85	2,97	6,67	5,01	8,02	3,35	3,35	3,48	3,57	3,60	3,90	85
95	1,00	4,95	7,49	5,84	2,50	2,50	—	—	1,97	2,11	95

Величины избыточной продолжительности жизни в разных странах по сравнению с городами и уездами Европейской России очень характерны. Числа для Украины почти одинаковы, что свидетельствует о том, что, в общем, жизнеспособность мужских поколений в городах и уездах Украины приблизительно пропорциональна жизнеспособности населения всей Европейской России. В Пруссии разница на 3,8% больше в пользу городского населения, а в Англии и США бо́льшие расхождения в величинах средней продолжительности жизни новорожденных мальчиков находим в сельских местностях, причем они, вообще говоря, значительны, особенно в США (8,1 и 13,1%). Таким образом, и для всех мужских поколений сравниваемых стран остаются в силе некоторые выводы, сделанные на основании сравнения мер интенсивности для основных возрастных групп городского и сельского населения. Характерная черта Пруссии по сравнению с нами — это непропорционально низкая смертность мужчин в городах, а в Англии и США — в сельских местностях.

Максимальная продолжительность жизни мужского поколения в городах всей Европейской России падает на пятый год жизни и достигает всего 46,68 года; на Украине она примерно на год больше (47,75 года). В Пруссии мальчик, доживший до 3 лет, прожил бы в будущем 52,59 года, в США — 52 года, в то время как в Англии (для 2 лет) находим уже довольно большое число (55,73 года). Максимальная продолжительность жизни для мальчика в уездах России уже превосходила 50 лет (50,71 года), на Украине она почти достигла 52 лет,

Таблица LIX. Разница между величинами продолжительности
Table LIX. Différence entre les valeurs de l'espérance de vie

		Мужской пол		
		Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Пруссия Prusse
а		1	2	3
0	абсолютные величины (лет)	valeurs absolues (années)	+3,72	+4,30	+3,91
	в процентах к сельским местностям	pourcentage par rapport aux localités rurales	88,5	88,2	91,1
10	абсолютные величины (лет)	valeurs absolues (années)	+4,99	+4,72	+3,58
	в процентах к сельским местностям	pourcentage par rapport aux localités rurales	90,1	90,5	93,1
25	абсолютные величины (лет)	valeurs absolues (années)	+5,41	+5,59	+3,95
	в процентах к сельским местностям	pourcentage par rapport aux localités rurales	85,9	85,8	90,0
55	абсолютные величины (лет)	valeurs absolues (années)	+2,92	+3,19	+1,72
	в процентах к сельским местностям	pourcentage par rapport aux localités rurales	83,0	82,1	89,7

в Пруссии — 56,12 года, в США — 60,08 года, а в Англии даже превосходит 62 года. Разница в величинах максимальной продолжительности жизни мальчика в городах России и Англии немного больше 9 лет, а в сельских местностях — 11,25 года. Следует отметить, что год максимальной продолжительности жизни может зависеть также от методов исчисления мер детской смертности.

Сравним теперь числа продолжительности жизни для мальчиков, доживших до 10 лет. После смертности в детских возрастах, в которых наблюдаются значительные различия в мерах смертности между городским и сельским населением, в большинстве стран мы не находим уже таких больших различий, как для новорожденных. В странах с высокой детской смертностью, к которым относилась вся Европейская Россия и Украина, у десятилетних мальчиков, правда, находим еще бóльшую абсолютную разницу в величинах средней продолжительности жизни в пользу уездов, чем у новорожденных, особенно в Европейской России (4,9 и 4,72 года). В странах же с низкой смертностью разница для десятилетних мальчиков значительно меньше, чем для новорожденных. Так, в Англии она всего 5,18 года, а в США — 6,87 года (вместо 8,77 и 10,06 года). Числа для Пруссии разнятся всего на четверть года.

Величина предстоящей жизни для десятилетнего мальчика в Европейской России, на Украине и отчасти в Пруссии значительно больше, чем для новорожденных; в Англии и США сколько-нибудь заметную разницу находим только для городского населения (3—3,5 года), для сельского же населения этих стран величины продолжительности жизни более или менее одинаковы. Числа для городов России, Украины и Англии меньше, чем для сельских местностей,

жизни в сельских местностях и городах
dans les localités rurales et les villes

Sexe masculin		Женский пол Sexe féminin				
Англия Angleterre	США Etats-Unis	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Пруссия Prusse	Англия Angleterre	США Etats-Unis
4	5	6	7	8	9	10
+8,77	+10,06	+1,01	+0,81	+1,35	+7,50	+7,51
84,4	81,4	97,0	97,8	97,1	87,3	86,4
+5,18	+6,87	+0,10	—0,77	—0,02	+3,52	+4,13
90,7	87,4	99,8	101,6	100,0	93,9	92,4
+4,97	+6,73	+0,44	—0,11	+0,13	+3,44	+4,37
88,4	84,0	98,8	100,3	99,7	92,3	89,7
+3,07	+3,52	—0,14	—0,45	—0,33	+2,38	+2,78
83,5	81,5	100,8	102,8	101,9	88,1	86,9

на 9—10% (90,1, 90,5 и 90,7%), для Пруссии — на 6,9%, а для США — на 12,6%.

Приняв величины предстоящей жизни для десятилетних мальчиков в городах и уездах России за 100, получим такие числа для других стран: для Украины — 101,6 и 101,1%, Пруссии — 108 и 104,5%, Англии — 114,2 и 113,3% и США — 106,8 и 110,1%. Разница между величинами средней продолжительности жизни в разных странах после прекращения специфической детской смертности становится еще меньше. Примерно 85—90% разницы в продолжительности жизни новорожденного мальчика в России и на Украине следует отнести за счет смертности в детских возрастах, ибо для десятилетних имеем всего 1—1,6% вместо 11,9 и 11,5%. Во всех странах величина избыточной продолжительности жизни в сельских местностях меньше, чем в городских, а это свидетельствует о том, что смертность в городах России после достижения 10 лет непропорционально высока. Исключение представляют только США с их сравнительно очень большой городской смертностью. Обращает на себя внимание то, что даже для значительно более позднего времени наблюдения величина средней продолжительности жизни в Англии для десятилетнего мальчика больше, чем в городах России, на 14,2%, а в сельских местностях — на 13,3%. Естественно, числа эти были бы невелики, особенно для городского населения, если бы мы могли построить таблицы смертности также и для 1911—1912 гг. Косвенное подтверждение этой мысли находим в числах для США и Пруссии, где время наблюдения значительно ближе к нашему.

Приведенные числа наиболее показательны; они еще раз и притом наиболее убедительным образом указывают на огромное значение дет-

ской смертности в России и на Украине и на необходимость решительной борьбы с нею.

Сравним теперь экономическую ценность мужских поколений в городах и сельских местностях. В табл. LX приведены числа отсроченной временной средней продолжительности жизни в рабочих возрастах. Год жизни человека в полурабочих возрастах 15—19 и 60—69 лет условно принимаем при этом за полгода в рабочих. Во всех пяти изучаемых странах поколения новорожденных мальчиков в сельских местностях живут больше, чем в городах, хотя разница далеко не одинакова. Меньше всего она во всей Европейской России (2,08 года), невелика также на Украине (2,24 года) и в Пруссии (2,34 года); величина ее значительна в Англии (4,54 года), а особенно в США (5,9 года). Таким образом, у новорожденного мальчика в сельских местностях России в среднем можно было ожидать более продолжительной жизни в рабочих возрастах, чем у мальчика в городах,—всего на 2 года, а в США — почти втрое больше.

Продолжительность будущей трудовой жизни новорожденного мальчика в городах России составляет 89,3% продолжительности для уездов, примерно то же имеет место и на Украине (89,6%), немного больше она в Пруссии (91,3%), максимальная же разница была в Англии (86,8%) и в США (82,1%).

Сравним теперь трудовую жизнь мужского поколения в городах и сельских местностях разных стран. Меньше всего она в России, а больше всего, естественно, в Англии, время наблюдения у которой на 15 лет расходится с нашим. Продолжительность будущей трудовой жизни у новорожденного мальчика в городах России составляет всего 17,28 года, а в уездах — 19,36 года. Приняв эти числа за 100, получим для Украины 112 и 111,6%, Пруссии —142,8 и 139,5%, Англии —173,4 и 178,2% и США —156,2 и 169,9%. Следует принять во внимание, что приведенные величины характеризуют не продолжительность предстоящей трудовой жизни для лиц, достигших 15 лет, а величины ее для новорожденных. Вследствие этого очень значительное влияние оказывает на них также детская смертность, которая определяет число лиц, доживающих до 15 лет. Чем больше их, тем, естественно, большее количество лет проживет все поколение в рабочих и полурабочих возрастах. Даже в случае, если средняя продолжительность предстоящей жизни 15-летнему в одной стране больше, чем в другой, но детская смертность в ней значительно выше, получим для нее меньшую величину отсроченной средней продолжительности жизни в рабочих возрастах. Если предположить, что новорожденные мальчики в городах и сельских местностях всех изучаемых стран выросли и в будущем во всех случаях будут представлять собой одинаковую экономическую ценность, то приведенные числа означали бы меру избыточной по сравнению с Россией ценности, которую имеют поколения новорожденных мальчиков в других странах.

К вопросу об экономической ценности поколения новорожденных можно подойти еще с иной точки зрения. Новорожденные в странах низкой смертности в среднем обычно живут больше в каждом возрастном периоде — детском, полурабочем, рабочем, пожилом и старческом. Небезынтересными поэтому представляются числа, характеризующие соотношения продолжительности трудовой и нетрудовой жизни. Приняв за 100 продолжительность всей предстоящей жизни, получим, что в городах всей Европейской России трудовая жизнь составляла 60,2%, Украины—60,5%, США—61,4%, Пруссии—62%, Англии—63%. Различия даже между крайними странами не достигают и 3%. Любо-

Таблица LX. Отсроченная временная средняя жизнь новорожденного в рабочих и полурабочих возрастах
Table LX. Espérance de vie d'une population en état de travailler

	Мужской пол Sexe masculin						Женский пол Sexe féminin					
	15—19	20—59	60—69	Всего Total	Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Pourcentage par rapport: продолжительности в сельских местностях aux localités rurales	Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Pourcentage par rapport: продолжительности для новорожденного à l'espérance de vie d'un nouveau-né	15—19	20—59	60—69	Всего Total	Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Pourcentage par rapport: продолжительности в сельских местностях aux localités rurales	Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Pourcentage par rapport: продолжительности для новорожденного à l'espérance de vie d'un nouveau-né
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Е. Россия Russie d'Europe	уезды districts	2,58	16,86	2,42	19,36	100,0	59,7	2,75	17,75	2,49	20,37	100,0	59,7
	города villes	2,49	15,17	1,73	17,28	89,3	60,2	2,64	17,25	2,50	19,82	97,3	59,8
Украина Ukraine	уезды districts	2,86	18,78	2,77	21,60	100,0	59,5	3,03	19,26	2,57	22,06	100,0	59,9
	города villes	2,74	16,97	2,04	19,36	89,6	60,5	2,97	18,88	2,69	21,71	98,4	60,2
Пруссия	сельские местности localités rurales	3,44	23,47	3,63	27,01	100,0	61,8	3,58	24,72	4,09	28,56	100,0	61,6
	города Prusse villes	3,32	21,63	2,76	24,67	91,3	62,0	3,48	23,92	3,90	27,61	96,7	61,4
Англия	сельские округа arrondissements ruraux	3,35	30,22	5,20	34,50	100,0	61,3	4,30	31,10	5,68	36,09	100,0	61,0
	города Angleterre villes	3,82	26,05	3,99	29,96	86,8	63,0	3,95	27,82	4,45	32,02	88,7	61,9
США	сельские местности localités rurales	4,09	28,37	4,95	32,89	100,0	60,9	4,19	28,76	5,10	33,41	100,0	60,3
	города Etats-Unis villes	3,70	23,59	3,10	26,99	82,1	61,4	3,86	25,49	3,78	29,31	87,7	61,2

пытно отметить, что во всех пяти изучаемых странах коэффициент трудовой жизни больше в городах и меньше в сельских местностях. Объясняется это непропорционально большой смертностью городских детей. Разница, однако, очень невелика: в Пруссии — 0,2%, в Европейской России и США — 0,5%, на Украине — 1% и только в Англии она достигает 2,7%.

Средняя продолжительность жизни в городах и сельских местностях. Женский пол

Средняя продолжительность жизни новорожденной девочки в городах и сельских местностях во всех изучаемых странах выше, хотя далеко не в одной и той же мере, как у мальчиков. Всюду различия для городов также значительно больше, чем для сельского населения; сама же мера их в городах значительно меньше, чем в местностях сельских. Меньше всего она, естественно, в наиболее развитой промышленной стране — США, где новорожденные девочки в среднем живут больше, чем мальчики, на 3,93 года. Невелика она также на Украине (4,03 года), отчасти в Англии (4,18 года), во всей Европейской России и особенно в Пруссии она больше (4,41 и 5,21 года). Общая жизнеспособность женского пола в сельских местностях не так значительно отличается от мальчиков, как в городах, но разница между отдельными странами при этом очень велика. Продолжительность жизни новорожденных девочек и мальчиков минимально расходится на Украине (всего на 0,54 года), даже во всей Европейской России разница достигает только 1,7 года, в Пруссии она равна 2,65 года, а в Англии — 2,91 года. Невелика также разница в США — всего на 1,38 года. Последнюю величину следует отнести за счет исключительно низкой сравнительной смертности мужского пола в сельских местностях, в то время как на Украине имеет место обратное явление, т. е. налицо сравнительно высокая смертность женщин, особенно после достижения 10 лет.

Разница в величинах продолжительности жизни между женщинами и мужчинами в городах и для последующих наиболее показательных по нашим таблицам смертности возрастов 10, 25 и 55 лет меньше, чем для новорожденных. Вообще минимальна она для 55 лет, что свидетельствует о сравнительно небольших различиях в смертности городского населения в пожилых и старческих возрастах. Совсем другую картину находим для сельских местностей. Здесь изучаемые страны как будто представляют три типа смертности. В Европейской России, а особенно на Украине, имеет место избыточная женская смертность среди сельского населения, а потому средняя продолжительность жизни женского пола для 10-, 25- и 55-летних меньше, чем мужского; различия при этом доходят порой до 2,5 года. В Пруссии, особенно же в Англии, находим нечто обратное, с той только разницей, что различия не превышают 1,7 года. Десятилетние девочки в США в условиях смертности 1900—1902 гг. прожили бы в будущем всего на 0,06 года больше, чем мальчики, 25-летние женщины — на 0,25 года, чем мужчины, а 55-летние — 0,78 года. Наблюдается, в общем, почти равенство величин продолжительности жизни для молодых возрастов начиная с 1 года.

Как видно из табл. LXI, различия между величинами средней продолжительности жизни у женщин среди городского и сельского населения во всех странах значительно меньше, чем у мужчин. Например, для новорожденных девочек на Украине разница составляет всего 0,81 года, в Европейской России — 1,01 года, в Пруссии — 1,35 года; в Англии и США, правда, числа по сравнению с другими странами очень велики (7,5 и 7,51 года), но все же и здесь они на 15—25% мень-

Таблица LXI. Средняя продолжительность предстоящей жизни ($\mathring{e}_x$). Женский пол
Table LXI. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$). Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe		Украина Ukraine		Пруссия Prusse		Англия Angleterre		США Etats-Unis		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0	33,18	34,14	36,04	36,85	45,00	46,35	51,71	59,21	47,90	55,41	0
1	44,56	44,16	46,41	44,57	54,91	55,41	57,32	63,43	53,72	59,85	1
2	48,23	47,47	49,19	47,24	56,95	57,09	58,82	63,69	54,84	60,18	2
3	49,77	49,15	50,29	48,67	57,15	57,20	—	—	54,84	59,82	3
4	50,41	50,01	50,66	49,32	56,92	56,90	—	—	54,51	59,22	4
5	50,65	50,39	50,71	49,53	56,48	56,42	57,92	61,76	54,03	58,54	5
10	48,44	48,54	48,07	47,30	52,80	52,78	54,04	57,56	50,29	54,42	10
15	44,59	44,83	44,22	43,67	48,49	48,54	49,63	53,05	45,93	50,06	15
20	—	—	—	—	44,30	44,40	45,32	48 72	41,86	46,09	20
25	37,21	37,65	36,87	36,76	40,31	40,44	41,08	44,52	38,07	42,44	25
35	30,35	30,60	30,09	29,76	32,56	32,71	32,68	36,16	30,88	35,07	35
45	23,53	23,54	23,17	22,69	24,98	25,01	24,83	27,91	23,78	27,39	45
55	16,89	16,75	16,44	15,99	17,68	17,35	17,62	20,00	17,03	19,81	55
65	11,08	11,37	10,62	10,96	11,35	10,87	11,42	13,04	11,34	13 03	65
75	6,44	8,04	6,35	8,50	6,56	6,22	6,74	7,58	6,95	7,63	75
85	3,66	6,85	6,90	7,86	3,68	3,57	3,92	4,06	3,99	4,19	85
95	2,00	5,61	8,41	6,30	2,50	2,50	—	—	2,25	2,17	95

ше, чем у мальчиков. Приняв величину будущей жизни в сельских местностях за 100, получим такие числа для новорожденных девочек в городах: для Украины — 97,8%, Европейской России — 97%, Пруссии — 97,1%, Англии — 87,3% и США — 86,4%. Продолжительность предстоящей жизни у десятилетних девочек в городах Европейской России и Пруссии почти та же, что и в сельских местностях (99,8 и 100%); на Украине она даже несколько больше (101,6%), а в Англии и США значительно ниже последней (93,9 и 92,4%). У 25-летних женщин почти полное равенство условий смертности городского и сельского населения находим на Украине и в Пруссии (100,3 и 99,7%), а во всей Европейской России продолжительность жизни в уездах больше, чем в городах, на 0,44 года, или на 1,2%. В Англии, особенно же в США, различия для 25-летних еще больше, чем у десятилетних. Величины средней продолжительности жизни для 55-летних женщин, характеризующие общую интенсивность смертности в пожилых и старческих возрастах, довольно своеобразны. В Европейской России, Пруссии и на Украине продолжительность жизни в городах больше, чем в сельских местностях, хотя разница не достигает 0,5 года (100,8, 101,9 и 102,8%). В Англии и США находим разницу уже в пользу сельского населения, и притом она несравненно значительнее — 2,38 и 2,78 года, а в процентах — 11,9 и 14.

Охарактеризуем теперь величины отсроченной временной средней продолжительности жизни новорожденной девочки в рабочих возрас-

Таблица LXII. Разница между величинами средней продолжительности жизни у женщин и мужчин

Table LXII. Différence entre les valeurs de l'espérance de vie du sexe féminin et du sexe masculin

Возраст Age	E. Россия Russie d'Europe		Украина Ukraine		Пруссия Prusse		Англия Angleterre		США Etats-Unis	
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	города villes	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0	+4,41	+1,70	+4,03	+0,54	+5,21	+2,65	+4,18	+2,91	+3,93	+1,38
10	+3,97	−0,83	+2,88	−2,61	+4,77	+1,17	+3,26	+1,60	+2,80	+0,08
25	+4,26	−0,71	+3,16	−2,54	+4,78	+0,96	+3,23	+1,70	+2,61	+0,25
55	+2,62	−0,44	+1,80	−1,80	+2,69	+0,64	+2,11	+1,42	+1,52	+0,78

тах (см. табл. LX). По абсолютной своей величине они во всех изучаемых странах выше, чем у мальчика: в городах России — на 2,54 года, в уездах — на 1,01 года, Украины — на 2,35 и 0,46 года, Пруссии — на 2,94 и 1,55 года, Англии — на 2,06 и 1,59 года и в США — на 2,41 и 0,52 года. Таким образом, эти различия значительно больше для городского населения, чем для сельского, где особо низкие числа находим для Украины и США — всего около полгода.

Различия между продолжительностью жизни новорожденной девочки в рабочих возрастах в городских и сельских местностях невелики на Украине, в Европейской России и Пруссии, где величина для городов составляет 98,4, 97,3 и 96,7% от чисел для сел; они значительно больше для Англии и США (88,7 и 87,7%). Разница в числах, характеризующих соотношения продолжительности жизни новорожденной девочки в рабочих возрастах и всей ее жизни, еще меньше, чем у мальчика.

Минимальные величины продолжительности жизни новорожденной в рабочих возрастах находим в Европейской России, а максимальные — в Англии. Приняв числа для городов и уездов Европейской России за 100, получим для Украины 109,5 и 108,3%, Пруссии — 139,3 и 140,2%, для Англии — 161,6 и 177,2%, США — 147,9 и 164,%. Числа для Украины показывают, что сравнительная жизнеспособность женщин в рабочих возрастах среди населения уездов у нас непропорционально низка, а в Англии и особенно в США чрезвычайно высока.

Охарактеризуем теперь при помощи средней продолжительности жизни для 65-летних вопрос об интенсивности смертности людей пожилых и стариков в городах и сельских местностях. Величины ее для мужчин во всех изучаемых странах больше в сельских местностях, но соотношения при этом различны. В городах Европейской России люди 65 лет жили меньше, чем в уездах, на 17,9%, на Украине — на 20,9%, в городах Пруссии меньше, чем в ее сельских местностях, всего на 6,3%, в Англии — на 15,5% и в США — на 16,3%. Наименьшую продолжительность жизни имели мужчины 65 лет в городах Европейской России, а максимальную — в США, причем разница там была сравнительно невелика (9,53 и 10,32 года). Максимальное расхождение

между величинами продолжительности жизни 65-летних в сельских местностях (Пруссия — США) более значительно, чем в городах (10,67 и 12,33 года). Продолжительность жизни 65-летних женщин больше, чем у мужчин, да и соотношения интенсивности смертности их в разных видах населенных мест далеко не те же. Во всех странах, кроме Пруссии, пожилые и старые женщины в городах живут меньше, чем в сельских местностях. Разницы для Европейской России и Украины значительно меньше, чем у мужчин, а в Англии и США они не так уже отклоняются от сельских (12,4 и 13%).

Не менее любопытны соотношения интенсивности смертности обоих полов в пожилых и старческих возрастах в городах и селах. Наиболее благоприятное соотношение величин средней продолжительности жизни для мужчин находим в городах США (91%) и Украины (90,4%), а наименее благоприятное — в Европейской России (86%); числа же для Пруссии и Англии находятся посредине (87,5 и 88%). Соотношение продолжительности жизни 65-летних мужчин и женщин в сельских местностях весьма своеобразно: мужчины в уездах Европейской России и особенно Украины живут дольше, чем женщины (102,1 и 110,8%), в то время как в Пруссии, Англии и США имеет место противоположное явление (98,2, 91,2 и 94,6%). Вследствие того, что степень точности данных, характеризующих смертность в пожилых и старческих возрастах, вызывает известные сомнения, как было отмечено выше, трудно судить, дают ли приведенные числа вполне правильную картину этих любопытных и малоизученных явлений.

Стационарное население в городах и уездах Европейской России и Украины

Для того чтобы ясно представить себе влияние протекания смертности в городах и сельских местностях на структуру населения, необходимо обратиться к гипотезе стационарного, постоянно живущего, населения. Состав реального населения каждой местности определяется четырьмя факторами: порядком вымирания, рождаемостью, эмиграцией и иммиграцией. Для целой страны обычно последние две причины не играют сколько-нибудь значительной роли, и потому возрастной и половой состав населения определяется закономерностями смертности и рождаемости данной страны на протяжении сотни лет.

Совсем в другом положении находятся города и сельские местности. Здесь, особенно в городах, механическое движение населения играет порой очень значительную роль. В стране с быстро развивающейся промышленностью и торговлей большие города растут очень быстро, главным образом за счет притока взрослого мужского населения из сельских местностей. Это обстоятельство делает обычную меру смертности населения — общие коэффициенты или число смертных случаев за год на 1000 душ жителей — совершенно непригодной для уяснения истинной величины смертности.

Эти коэффициенты, по общему правилу, приводят к неправильным заключениям о величине смертности при сравнительном изучении ее интенсивности. Значительное количество мужчин в цветущих возрастах с небольшой мерой смертности и непропорционально малое количество детей (и стариков) искусственно понижают в больших городах общий коэффициент смертности по сравнению с другими видами населенных мест и искажают, таким образом, истинную картину протекания смертности. Только таблица смертности, построенная на основании гипотезы стационарности населения, дает возможность сделать теоретически безукоризненное заключение о высоте общей смертности в разных видах населенных местностей.

Таблица LXIII. Стационарное население (L_x). Мужской пол
Table LXIII. Population stationnaire (L_x). Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0—1	79 138	80 934	81 551	84 648	83 722	84 900	89 856	91 922	89 852	92 199	0—1
1—2	65 092	67 966	69 184	73 758	74 525	76 689	83 810	88 838	82 787	87 823	1—2
2—3	59 783	62 724	64 546	68 696	71 976	74 353	—	—	80 456	86 446	2—3
3—4	57 106	59 767	62 140	65 703	70 724	73 175	—	—	79 151	85 704	3—4
4—5	55 432	57 812	60 596	63 782	69 904	72 394	—	—	78 247	85 180	4—5
0—4	316 551	329 203	338 017	356 587	370 851	381 511	415 291	441 922	410 493	437 352	0—4
5—9	264 218	274 357	292 140	306 165	343 918	356 205	391 798	427 617	383 542	420 982	5—9
10—14	254 190	263 808	280 458	293 130	337 618	349 565	386 135	423 792	376 621	415 535	10—14
15—24	485 995	504 183	536 525	558 113	655 856	678 861	755 659	831 980	728 604	808 221	15—24
25—34	447 248	470 150	495 113	519 485	618 015	642 848	722 700	803 009	674 179	764 541	25—34
35—44	391 170	430 853	436 435	478 715	559 973	600 863	671 183	762 216	602 537	717 539	35—44
45—54	316 890	376 988	359 225	423 323	469 961	535 703	587 677	704 637	511 665	658 016	45—54
55—64	225 223	298 478	261 238	339 960	347 878	433 728	453 632	603 492	387 273	565 533	55—64
65—74	125 085	189 025	149 170	217 688	200 536	278 401	269 005	423 990	228 655	403 308	65—74
75—84	40 428	79 075	45 326	95 109	67 033	101 628	88 948	179 124	82 115	181 436	75—84
85—94	4 629	22 559	6 326	32 239	6 986	10 956	10 972	28 221	10 881	29 761	85—94
95 и старше et plus	47	5 074	1 282	10 230	30	25	—	—	242	886	95 и старше et plus
Всего Total	2 871 674	3 243 753	3 201 255	3 630 744	3 978 655	4 370 294	4 753 000	5 630 000	4 396 807	5 403 110	Всего Total

Если не принимать во внимание остальные три причины, определяющие возрастной и половой состав фактического населения той или иной местности, распределение населения по возрасту будет зависеть исключительно от мер смертности в отдельных возрастных периодах. Общую цифру стационарного населения получают, предположив, что интенсивность смертности, установленная на основании наблюдения в течение известного времени, остается неизменной, что рождения распределяются пропорционально времени и что нет миграций. Количество рождений в таком населении за каждый период времени равно числу смертных случаев; также неизменным остается число жителей и распределение их по возрасту. Возрастной состав стационарного населения является следствием одной только причины — мер смертности, в то время как количество смертных случаев и рождений, равно как и число жителей, являются в известном смысле величинами условными. Если мы начинаем таблицу смертности со 100 000 новорожденных, то и число всех смертных случаев у данного стационарного населения за год тоже будет 100 000, если же с 1000, то — 1000. Соответственным образом (пропорционально) изменяются и числа умерших в каждом возрастном периоде, а также общее число жителей.

Приняв, как это делают обычно, число новорожденных за 100 000, получим такие числа стационарного мужского населения: для городов Европейской России — 2 871 674, уездов — 3 243 753, для Украины — 3 201 255 и 3 630 744, Пруссии — 3 978 655 и 4 370 294, Англии[101] — 4 753 000 и 5 630 000, США — 4 396 807 и 5 403 110. Разница, таким образом, весьма велика: в Европейской России она составляет около 372 тыс. душ, на Украине — 430 тыс., в Пруссии — 392 тыс., в Англии — 877 тыс., а в США — свыше 1 млн. душ. Различия значительно меньше у женского пола. Стационарное, постоянно живущее, население в уездах Европейской России больше, чем в городах, на 100 000, на Украине — всего на 82 000, Пруссии — на 135 000, но уже в Англии — на 750 000, а в США — на 751 000.

При гипотезе стационарности населения общее число его есть не что иное, как количество лет, прожитых всем поколением от рождения и до полного вымирания. Предположив, что поколение начинается не со 100 000, а с одного новорожденного, вместо стационарного населения получим его среднюю продолжительность жизни. Таким образом, числа стационарного населения пропорциональны продолжительности жизни по таблицам смертности. Желая одним числом охарактеризовать интенсивность смертности всего поколения, следует число смертных случаев за один год или 100 000 разделить на стационарное население. В результате такого деления получим теоретически безукоризненную меру общей интенсивности смертности, которая называется коэффициентом смертности стационарного населения. Очевидно, что независимо от того, разделим ли мы 100 000 на все стационарное население или же единицу на среднюю продолжительность жизни, результаты будут совершенно одинаковы (не считая округлений, с какими приводятся величины средней продолжительности жизни).

Произведя соответственные вычисления, получим коэффициенты смертности стационарного населения.

Приняв коэффициент для сельского населения за 100, получим числа, характеризующие соотношения избыточной городской смертности мужчин и женщин. Общая смертность мужского пола в городах

---

[101] Числа стационарного населения Англии вычислены нами на основании средней продолжительности жизни и количества доживающих.

Таблица LXIV. Коэффициенты смертности стационарного населения
Table LXIV. Taux de mortalité d'une population stationnaire

	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902	
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Мужской пол Sexe masculin	0,03482	0,03083	0,03124	0,02754	0,02513	0,02288	0,02104	0,01770	0,02274	0,01851
Женский пол Sexe féminin	0,03018	0,02929	0,02775	0,02713	0,02222	0,02157	0,01934	0,01689	0,02088	0,01805
При коэффициенте для женского пола, равном 100, коэффициент для мужского пола составляет Taux pour le sexe masculin par rapport à celui pour le sexe féminin, pris pour 100	115,4	105,2	112,6	101,5	113,0	106,1	108,8	105,2	108,9	102,6

меньше всего отличается от сельских местностей в Пруссии, где избыточная смертность составляет всего 9,8%, больше всего она в США, где находим очень большую ее меру (22,9%). Довольно велика она также в Европейской России (13%) и на Украине (13,4%), а еще больше в Англии (18,4%).

Минимальную избыточную смертность женского пола находим на Украине — всего 2,3%, хотя она не так уж значительно отличается от всей России и Пруссии (3%). Величина избыточной смертности несравненно больше в Англии и США (14,5 и 15,7%). Если, таким образом, изучаемые страны по величине своей избыточной смертности их мужского пола в городах и трудно распределить на вполне ясно выраженные типы, то иначе обстоит дело с женским полом. Здесь совершенно ясно выступают, с одной стороны, континентальные страны с минимальной избыточной городской женской смертностью (примерно 3%), а с другой — англосаксонские, где мера ее раз в пять больше.

Далеко не безынтересным представляется также сравнение общей смертности мужского и женского пола в разных видах населенных местностей. Приняв коэффициент смертности стационарного женского населения за 100, получим для мужчин в городах Европейской России 115,4%, а в уездах — 105,2%, для Украины—112,6 и 101,5%, Пруссии — 113 и 106,1%, Англии —108,8 и 105,2% и США —108,9 и 102,6%. Минимальные расхождения в городах имеют место в странах англосаксонских, а максимальные — в России. Еще более своеобразна картина для сельских местностей. На одном полюсе — с избыточной мужской смертностью в 5—6% — стоят Россия, Англия и Пруссия, на противоположном — США и особенно Украина, которые имеют весьма небольшую меру избыточной мужской смертности (2,6 и 1,5%).

Приняв коэффициент смертности стационарного населения Европейской России за 100, получим такие числа для мужского пола в других странах: для городов Украины—89,7%, для уездов—89,3%, Прус-

сии —72,2 и 74,2%, Англии —60,4 и 57,6% и США —65,3 и 60%. Величины общей смертности населения в городах и уездах Украины на 10—11% меньше, чем для всей Европейской России. Это свидетельствует о почти полной пропорциональности смертности мужского пола в целом по Украине и по всей Европейской России в обоих видах населенных мест. В Пруссии имеет место сравнительно более благоприятное положение в городах, а в Англии и особенно в США — в сельских местностях. Для женского пола Украины имеем несколько большие числа: 92% в городах и 92,6% в уездах, для Пруссии —73,6% как для городов, так и для сельских местностей, для Англии—64,1 и 57,7%, США — 69,2 и 61,6%. Вполне точную пропорциональность городской и сельской смертности женщин находим, таким образом, в Пруссии и в значительной мере на Украине, где положение в городах все же несколько лучше. Общая интенсивность смертности в городах англо-саксонских стран, как и следовало ожидать, ближе подходит к России, чем в сельских местностях этих стран, где смертность непропорционально низка.

Сравним теперь общие коэффициенты смертности в городах и уездах России и Украины и коэффициенты для стационарного населения. При этом обнаружится полная непригодность первых для сравнительного изучения смертности в уездах и сельских местностях.

Таблица LXV. Коэффициенты смертности для городов и уездов России и Украины
Table LXV Taux de mortalité pour les villes et les districts de la Russie d'Europe et de l'Ukraine

			Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897			Украина Ukraine 1896—1897		
			города villes	уезды districts	процент городов к уездам villes par rapport aux districts	города villes	уезды districts	процент городов к уездам villes par rapport aux district
а			1	2	3	4	5	6
Мужской пол	Общие коэффициенты	Taux bruts	0,02910	0,03486	83,5	0,02712	0,02878	94,2
Sexe masculin	Коэффициенты стационарного населения	Taux d'une population stationnaire	0,03482	0,03083	113,0	0,03124	0,02754	113,4
Женский пол	Общие коэффициенты	Taux bruts	0,02740	0,03108	88,2	0,02506	0,02684	93,4
Sexe féminin	Коэффициенты стационарного населения	Taux d'une population stationnaire	0,03018	0,02929	103,0	0,02775	0,02713	102,3

Как видно из таблицы, общий коэффициент смертности в городах во всех случаях меньше, чем для населения уездов, в то время как правильно измеренная общая смертность последнего всегда ниже, чем городского.

Таблица LXVI. Стационарное население (L_x). Женский пол
Table LXVI. Population stationnaire (L_x). Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0—1	81 679	83 603	83 895	87 153	86 255	87 270	91 875	93 686	91 787	93 722	0—1
1—2	69 050	72 017	72 955	77 631	77 809	79 775	86 483	90 947	85 485	89 848	1—2
2—3	63 919	66 780	68 620	72 684	75 276	77 454	—	—	83 307	88 533	2—3
3—4	61 258	63 733	66 274	69 663	74 025	76 265	—	—	82 066	87 779	3—4
4—5	59 525	61 692	64 706	67 665	73 181	75 464	—	—	81 178	87 245	4—5
0—4	335 431	347 825	356 450	374 796	386 546	396 228	427 931	452 523	423 823	447 127	0—4
5—9	284 549	292 928	312 693	324 895	359 925	371 073	404 846	439 748	398 331	431 263	5—9
10—14	274 635	281 733	301 453	310 900	353 093	363 693	398 643	434 811	391 964	425 961	10—14
15—24	525 543	537 200	576 456	589 575	688 180	707 670	782 664	853 793	761 081	827 090	15—24
25—34	486 073	497 363	531 968	542 523	653 565	671 326	752 746	824 761	711 186	777 018	25—34
35—44	437 657	451 290	478 680	490 643	607 201	624 998	710 987	785 580	647 931	724 401	35—44
45—54	380 103	394 960	416 483	426 638	548 006	569 933	642 626	733 584	569 670	664 616	45—54
55—64	302 620	311 630	330 343	328 338	456 623	480 418	530 890	642 997	454 436	575 229	55—64
65—74	196 043	192 235	207 340	190 928	307 418	317 346	354 045	476 639	292 199	424 027	65—74
75—84	77 959	78 596	72 179	74 863	123 018	118 190	142 584	231 100	119 165	203 829	75—84
85—94	12 750	22 346	14 498	23 524	16 646	14 191	23 038	45 464	19 593	39 265	85—94
95 и старше et plus	458	5 713	5 003	7 708	210	170	—	—	688	1 387	95 и старше et plus
Всего Total	3 313 821	3 413 819	3 603 546	3 685 331	4 500 431	4 635 236	5 171 000	5 921 000	4 790 067	5 541 213	Всего Total

Таблица LXVII. Распределение стационарного населения по возрасту. Мужской пол
Table LXVII. Répartition de la population stationnaire par âge. Sexe masculin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0—4	11,02	10,15	10,56	9,82	9,32	8,73	8,74	7,85	9,34	8,09	0—4
5—9	9,20	8,46	9,13	8,43	8,64	8,15	8,24	7,59	8,72	7,79	5—9
10—14	8,85	8,13	8,76	8,07	8,49	8,00	8,12	7,53	8,57	7,69	10—14
15—24	16,02	15,54	16,76	15,37	16,48	15,53	15,90	14,78	16,57	14,96	15—24
25—34	15,58	14,50	15,47	14,31	15,53	14,71	15,21	14,26	15,33	14,15	25—34
35—44	13,62	13,28	13,63	13,19	14,08	13,75	14,12	13,54	13,70	13,28	35—44
45—54	11,04	11,62	11,22	11,66	11,81	12,26	12,37	12,52	11,64	12,18	45—54
55—64	7,84	9,20	8,16	9,36	8,74	9,92	9,54	10,72	8,81	10,47	55—64
65—74	4,36	5,83	4,66	6,00	5,04	6,37	5,66	7,53	5,20	7,46	65—74
75—84	1,41	2,44	1,41	2,62	1,69	2,33	1,87	3,18	1,87	3,36	75—84
85 и старше et plus	0,16	0,85	0,24	1,17	0,18	0,25	0,23	0,50	0,25	0,57	85 и старше et plus
Всего Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	Всего Total

Таблица LXVIII. Распределение стационарного населения по возрасту. Женский пол
Table LXVIII. Répartition de la population stationnaire par âge. Sexe féminin

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe 1896—1897		Украина Ukraine 1896—1897		Пруссия Prusse 1896—1900		Англия Angleterre 1911—1912		США Etats-Unis 1900—1902		Возраст Age
	города villes	уезды districts	города villes	уезды districts	города villes	сельские местности localités rurales	собственно городские графства comtés urbains proprement dits	сельские округа arrondissements ruraux	города villes	сельские местности localités rurales	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a
0—4	10,12	10,19	9,89	10,17	8,59	8,55	8,27	7,64	8,85	8,07	0—4
5—9	8,59	8,58	8,68	8,81	8,00	8,00	7,83	7,43	8,31	7,78	5—9
10—14	8,29	8,25	8,37	8,44	7,85	7,85	7,71	7,34	8,18	7,69	10—14
15—24	15,86	15,74	16,00	16,00	15,29	15,27	15,13	14,42	15,89	14,93	15—24
25—34	14,67	14,57	14,76	14,72	14,52	14,48	14,56	13,93	14,85	14,02	25—34
35—44	13,21	13,22	13,28	13,31	13,49	13,48	13,75	13,27	13,53	13,07	35—44
45—54	11,47	11,57	11,56	11,58	12,18	12,30	12,43	12,39	11,89	12,00	45—54
55—64	9,13	9,13	9,17	8,91	10,15	10,36	10,27	10,86	9,49	10,38	55—64
65—74	5,91	5,63	5,75	5,18	6,83	6,85	6,85	8,05	6,10	7,65	65—74
75—84	2,35	2,30	2,00	2,03	2,73	2,55	2,76	3,90	2,49	3,68	75—84
85 и старше et plus	0,40	0,82	0,54	0,85	0,37	0,31	0,44	0,77	0,42	0,73	85 и старше et plus
Всего Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	Всего Total

В табл. LXVII и LXVIII приводится процентное распределение мужского и женского стационарного населения в пяти изучаемых странах. Мальчики до 10 лет составляют в городах Европейской России 20,22%, а в уездах только 18,61% всего населения. На Украине расхождения очень невелики, хотя и здесь имеет место преобладание детей в городах (19,69 и 19,25%). То же явление, обусловленное главным образом своеобразиями смертности мужчин в рабочих возрастах, наблюдаем в Пруссии (17,96 и 16,88%) и в Англии (16,98 и 15,44%), наиболее же заметно оно в США (18,06 и 15,88%). Наиболее богато детьми стационарное население всей Европейской России и Украины, а наименее — Англия и сельские местности США.

Нечто иное находим у населения в пожилых и старческих возрастах. В городах Европейской России мужчин старше 65 лет насчитывалось 5,93% среди всего мужского стационарного населения, в уездах же значительно больше (9,12%); на Украине они составляли 6,31 и 9,79%, в Пруссии—6,91 и 8,95%, а в Англии—7,76 и 11,21%, в США — 7,32 и 11,39%. Здесь, таким образом, в противоположность детским возрастам, старики в сельских местностях составляют больший процент среди всего стационарного населения, чем в городах. Различия при этом во всех изучаемых странах значительно больше, чем для детей до 10 лет.

Девочки до 10 лет составляют в городах Европейской России меньший процент среди всего стационарного населения, чем мальчики (18,71%), а в уездах несколько больший (18,77%), в результате чего их насчитывалось в уездах немного больше, чем в городах. На Украине также имеет место преобладание детского женского населения в уездах, причем число для девочек ниже, чем для мальчиков (18,57 и 18,98%); в Пруссии наблюдается почти равенство чисел с очень небольшим преобладанием в городах (16,59 и 16,55%); в Англии (16,10 и 15,07%) преобладание это уже довольно значительно, а в США оно еще больше (17,16 и 15,85%).

Женщин старше 65 лет среди стационарного населения городов было значительно больше, чем мужчин, а в сельских местностях европейских стран их насчитывалось несколько меньше. Так, среди стационарного населения городов Европейской России женщины старческого возраста составляли 8,66%, а в уездах—8,75%, на Украине— 8,29 и 8,06%, в Пруссии—9,93 и 9,71%, в Англии—10,05 и 12,72%, в США—9,01 и 12,06%.

Смертность в больших, средних и малых городах Украины в конце XIX в.

Во всех предыдущих подразделениях мы оттенили наиболее важные особенности смертности в городах и уездах всей Европейской России и Украины, причем брали все «городское» население, как оно приведено в статистических источниках. Естественно, что смертность в разных видах городов имеет свои характерные черты, вследствие чего желательным представляется изучить их несколько глубже. Мы не имели возможности произвести подсчеты для разных видов городов всей Европейской России и ограничились только девятью губерниями Украины.

Нами вычислены таблицы смертности для трех видов городов: больших, с населением больше 100 тыс. (Одесса, Киев, Харьков и Екатеринослав), средних и небольших. Таблицы для больших городов построены на основании данных переписи 1897 г. (504 867 мужчин и 433 499 женщин), 24 968 смертных случаев для мужского пола и 20 546 для женского, зарегистрированных в 1896 и 1897 гг.

К «средним» нами отнесены остальные пять губернских городов и семь других, сведения о которых приводились в «Движении населения» отдельно по каждому городу. Таким образом, в эту группу вошли следующие города: Бердичев, Елизаветград, Житомир, Каменец-Подольск, Керчь, Кременчуг, Нежин, Николаев, Полтава, Симферополь, Херсон и Чернигов. Всего в них было 331 325 мужчин и 305 746 женщин, а зарегистрированных за два изучаемых года смертных случаев было среди мужчин 19 323 и среди женщин 16 315.

К «небольшим» отнесены нами все остальные города, т. е. те населенные пункты, которые в то время считались городами, но о которых сведения не приводились по каждому из них в отдельности. В этих городах в общей совокупности проживало больше всего населения: по переписи 1897 г. в них насчитывалось 780 029 мужчин и 729 875 женщин, а за два изучаемых года зарегистрировано было 43 368 умерших мужского пола и 36 771 женского.

Чтобы оттенить характерные черты смертности городов разных размеров, мы приводим также сведения для населения уездов Украины, которые в данном случае будут мерилом своеобразий протекания смертности по возрасту, наблюдаемых в городах разного типа.

Таблица LXIX. Числа доживающих (l_x) в уездах и малых, средних и больших городах Украины

Table LXIX. Nombres des survivants (l_x) dans les districts et les villes de l'Ukraine

Возраст Age	Уезды Districts		Малые города Petites villes		Средние города Villes moyennes		Большие города Grandes villes		Возраст Age
	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
1	76 972	80 730	74 089	78 248	69 510	73 133	71 020	73 065	1
2	70 544	74 532	67 954	72 797	63 008	66 932	64 563	66 982	2
3	66 847	70 836	64 747	69 722	60 233	64 146	61 840	64 382	3
4	64 559	68 489	62 822	67 712	58 454	62 556	60 199	62 839	4
5	63 005	66 840	61 450	66 293	57 346	61 265	59 015	61 604	5
10	59 461	63 118	58 082	63 008	54 697	58 636	56 231	58 911	10
15	57 791	61 242	56 301	61 391	53 326	57 196	54 790	57 583	15
25	53 866	56 716	52 778	57 361	50 373	53 765	51 740	54 054	25
35	50 066	51 843	47 863	51 880	45 230	48 805	46 763	49 410	35
45	45 726	46 362	41 884	46 218	38 064	43 146	39 564	44 235	45
55	39 069	39 119	33 758	39 393	29 275	36 657	30 440	37 197	55
65	29 275	27 098	23 151	28 571	19 075	26 999	19 310	27 980	65
75	15 372	12 485	10 821	14 176	8 254	13 589	9 570	15 369	75
85	5 295	3 975	1 544	2 658	1 045	1 724	2 039	4 239	85
95	1 752	1 224	234	551	65	300	110	1 077	95
105	388	320	97	280	20	113	36	499	105

Из числа новорожденных мальчиков в уездах на первом году жизни умирало около 23%, в малых городах—25,9%, в больших—29%, в средних же—30,5%. Самым неблагоприятным местом жительства, таким образом, являются города средних размеров, где грудных мальчиков умирало на 32,4% больше, чем в уездах, в то время как в больших городах на 25,8%, а в малых всего на 12,5% больше. Уже на втором году жизни вероятность умереть для мальчика в малых горо-

Таблица LXX. Вероятности дожить (p_x), умноженные на 100 000
Table LXX. Probabilités à survivre $p_x \times 100\,000$

Возраст Age	Уезды Districts		Малые города Petites villes		Средние города Villes moyennes		Большие города Grandes villes		Возраст Age
	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
1	76 972	80 730	74 089	78 248	69 510	73 133	71 020	73 065	1
2	91 649	92 323	91 719	93 034	90 646	91 521	90 908	91 675	2
3	94 759	95 041	95 281	95 776	95 596	95 838	95 782	96 118	3
4	96 577	96 687	97 027	97 117	97 046	97 521	97 346	97 603	4
5	97 593	97 592	97 816	97 904	98 104	97 936	98 033	98 035	5
10	94 375	94 431	94 519	95 045	95 381	95 709	95 283	95 629	10
15	97 191	97 028	96 934	97 434	97 493	97 544	97 437	97 746	15
25	93 208	92 610	93 743	93 436	94 462	94 001	94 433	93 871	25
35	92 945	91 408	90 687	90 445	89 790	90 775	90 381	91 409	35
45	91 331	89 428	87 508	89 086	84 157	88 405	84 605	89 526	45
55	85 442	84 377	80 599	85 233	76 910	84 960	76 939	84 090	55
65	74 932	69 271	68 579	72 528	65 158	73 653	63 436	75 221	65
75	52 509	46 074	46 741	49 617	43 271	50 331	49 560	54 929	75
85	34 446	31 838	14 269	18 750	12 661	12 687	21 306	27 581	85
95	33 088	30 792	15 155	20 730	6 220	17 401	5 395	25 407	95
105	22 146	26 144	41 453	50 817	30 769	37 667	32 727	46 332	105

дах, правда, лишь незначительно меньше, чем в уездах, а больше всего, как и прежде, в средних городах.

На третьем и четвертом году имеют место небольшие различия в интенсивности смертности, причем положение благоприятнее всего в больших городах, затем в средних и малых, а хуже всего в уездах. Различия мер смертности еще меньше на пятом году жизни, причем минимальную меру имеют уже средние города. Второй пятилетний период детских возрастов у мальчиков дает максимальную разницу в вероятностях умереть, равную 1,1% (средние города — уезды). Числа для средних и больших городов при этом как будто ясно отличаются от более благоприятных величин для уездов и малых городов, хотя различия в мерах интенсивности смертности грудных детей настолько велики, что влияние их ясно сказывается и на числах доживающих до 10 лет. За все 10 лет специфической детской смертности в уездах умирало 40,5% новорожденных мальчиков, в малых городах на 3,4%, в средних на 11,8%, а в больших на 8% больше.

Отметим характерные черты интенсивности смертности мужского пола в пятилетних периодах от 15 лет и выше. Приняв коэффициент смертности каждого предшествующего периода за 100, получим для населения уездов такие своеобразные величины: для 20—24 лет — 136,3%, для 25—29 лет — 89,3%, 30—34 лет — 96,4%, и только возрасты 35—39 лет вновь дают более естественное число — 113,1%, показывающее рост смертности наряду с возрастом. Однако даже коэффициент для возрастов 35—39 лет у мужчин в уездах Украины (0,00811) меньше, чем для периода 20—24 лет. Причины этого любопытного обстоятельства отмечены выше.

Противоположное неестественное явление находим и в двух видах городов Украины. Так, в больших и малых городах коэффициент смерт-

Таблица LXXI. Коэффициенты смертности (m_x) в уездах и малых, средних и больших городах Украины

Table LXXI. Taux de mortalité (m_x) dans les districts et les villes de l'Ukraine

Возраст Age	Уезды Districts		Малые города Petites villes		Средние города Villes moyennes		Большие города Grandes villes		Возраст Age
	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	0,27204	0,22111	0,31321	0,25441	0,38269	0,32729	0,35920	0,32830	0—1
1—2	0,08715	0,07984	0,08638	0,07218	0,09813	0,08854	0,09525	0,08687	1—2
2—3	0,05382	0,05085	0,04833	0,04315	0,04503	0,04251	0,04308	0,03958	2—3
3—4	0,03482	0,03369	0,03018	0,02925	0,02998	0,02510	0,02689	0,02426	3—4
4—5	0,02436	0,02437	0,02208	0,02118	0,01914	0,02085	0,01985	0,01985	4—5
5—9	0,01158	0,01145	0,01127	0,01016	0,00946	0,00877	0,00966	0,00894	5—9
10—14	0,00570	0,00604	0,00623	0,00520	0,00508	0,00497	0,00519	0,00456	10—14
15—19	0,00611	0,00710	0,00741	0,00561	0,00567	0,00536	0,00671	0,00562	15—19
20—24	0,00833	0,00843	0,00586	0,00851	0,00571	0,00734	0,00522	0,00710	20—24
25—29	0,00744	0,00892	0,00941	0,00996	0,01020	0,00977	0,00923	0,00877	25—29
30—34	0,00717	0,00904	0,01023	0,01013	0,01148	0,00955	0,01126	0,00923	30—34
35—39	0,00811	0,01087	0,01226	0,01110	0,01518	0,01238	0,01399	0,01047	35—39
40—44	0,01021	0,01151	0,01466	0,01208	0,01984	0,01222	0,02033	0,01182	40—44
45—49	0,01421	0,01594	0,01937	0,01588	0,02407	0,01546	0,02385	0,01640	45—49
50—54	0,01742	0,01800	0,02307	0,01601	0,02853	0,01710	0,02910	0,01830	50—54
55—64	0,02866	0,03631	0,03728	0,03185	0,04219	0,03034	0,04474	0,02829	55—64
65—74	0,06228	0,07384	0,07259	0,06735	0,07919	0,06608	0,06745	0,05819	65—74
75—84	0,09752	0,10341	0,15004	0,13684	0,15504	0,15496	0,12975	0,11353	75—84
85—94	0,10057	0,10585	0,14730	0,13135	0,17672	0,14069	0,17946	0,11895	85—94

ности для 20—24 лет очень значительно падает по сравнению с предыдущим (на 22,2% в больших и на 20,9% в малых городах), в то время как в средних он даже повышается, правда, всего на 0,7%. Этот любопытный факт как будто свидетельствует о том, что длительная воинская служба и массовое переселение в города здоровых молодых людей в цветущих возрастах 20—24 лет весьма значительную роль играли только в двух крайних видах городов, хотя, как мы покажем дальше, приток мужчин этого возраста в средние города Украины был еще больше, чем в малые.

Возрастной период 25—29 лет приносил с собой массовое возвращение здоровых мужчин из городов в сельские местности, что явствует хотя бы из того, что коэффициент смертности в уездах Украины для этих возрастов меньше, чем для 20—24-летних, на 10,7%. Вместо увеличения интенсивности смертности наряду с возрастом, чего можно было бы вполне естественно ожидать, наступает значительное уменьшение ее (на 3,6%), которое продолжается еще и в следующем возрастном периоде. Последнее обстоятельство как будто указывает на то, что главная масса мужчин, переселяющихся из городов обратно в сельские местности, приходится на возрасты 30—34 лет, а потому можно с уверенностью сказать, что значительную часть своеобразностей в смертности мужского населения в рабочих возрастах следует отнести за счет причин экономического порядка — поисков работы в городах. Коэффициент смертности для возрастов 25—29 лет в больших, средних и отчасти даже в малых городах Украины значительно больше, чем для предыдущего воз-

растного периода (на 76,8, 78,6 и 60,6%). Трудно объяснить удовлетворительным образом чрезвычайно большой рост коэффициента смертности в средних городах. Сравнение чисел для возрастных периодов 15—19 и 20—24 лет показывает, что приток мужчин в цветущих возрастах понизил меру смертности главным образом как раз в больших и малых городах, в то время как коэффициент смертности для возрастов 25—29 лет является максимальным в городах средних. Без специального исследования трудно объяснить этот любопытный факт. Следующее пятилетие (30—34 лет) приносит с собой новое увеличение интенсивности смертности мужчин в больших городах, правда, уже в значительно меньшей степени — лишь на 22%, в средних — на 12,5%, а в малых — всего на 8,7%.

Предшествующие выводы основывались исключительно на анализе мер интенсивности смертности мужского пола в возрастах от 15 лет и выше. При этом мы пришли к некоторым заключениям относительно жизнеспособности мужчин в цветущих возрастах, которые нуждаются в добавочном подтверждении при помощи чисел переписи 1897 г.

Таблица LXXII. Числа живущих по переписи 1897 г. Мужской пол
Table LXXII. Nombres des vivants d'après le recensement de 1897. Sexe masculin

Возраст Age	В 9 губерниях Украины Dans les 9 gouvernements de l'Ukraine	В уездах Les districts	В малых городах Les petites villes	В средних городах Les villes moyennes	В больших городах Les grandes villes
a	1	2	3	4	5
5—9	1 557 115	1 398 203	87 165	33 089	38 658
10—14	1 361 008	1 206 429	82 771	32 498	39 310
15—19	1 177 619	1 021 478	74 520	32 347	49 274
20—24	994 552	724 030	118 592	55 876	96 054
25—29	875 324	726 825	64 486	28 675	55 338
30—34	735 124	621 825	48 954	22 219	42 126
35—39	697 261	594 517	45 753	20 488	36 503
Всего Total	11 780 525	10 164 304	780 029	331 325	504 867

Уже из абсолютных чисел ясно видно, что состав мужского населения в возрастах 20—24 и 25—29 лет ненормален в уездах и разных видах городов Украины. Число мужчин в цветущих возрастах в уездах значительно меньше нормального, в то время как даже в малых городах оно несравненно больше, чем в предшествующем возрастном периоде 15—19 лет.

Приняв количество мужчин по переписи 1897 г. во всей Украине в возрастах 15—19 лет за 100, получим, что в возрастах 20—24 лет их было 84,5%, в то время как соответствующее число для населения уездов составляет всего 70,9%, малых городов — 159,1%, средних — 172,7%, а больших — 194,9%. Выходит, что в сельских местностях недостает 13,6% мужчин в цветущих возрастах, которые, по-видимому, в значительной мере и жили в городах Украины разного типа.

По данным переписи получается, таким образом, что имел место весьма большой приток мужчин 20—24 лет в средние города. Однако он лишь незначительно отразился на росте жизнеспособности этой возрастной группы в противоположность малым и большим городам Украины. Выяснить причины этого любопытного факта может только спе-

циальный анализ смертности в средних городах, сделать который на основании наших материалов нет возможности [102].

Абсолютное число мужчин 25—29 лет в уездах даже больше, чем 20—24-летних. Однако далеко не все мужчины в этих возрастах вернулись из городов в сельские местности. Во всей Украине мужчины в возрастах 25—29 лет составляли 7,4% всего мужского населения, в уездах же — 7,2%. Хотя разница и невелика, все же она составляет около 20 000 душ — число, довольно значительное для городского населения Украины, которое в 1897 г. составляло всего 13,7% общего числа мужчин.

Приняв число всего мужского населения за 100, получим, что число мужчин в возрастах 25—29 лет для всей Украины равно 7,4%, в малых городах — 8,3%, в средних — 8,7% и в больших — 11%. Эти величины показывают, что все города, особенно же большие, значительно притягивали также мужчин 25—29 лет. Небезынтересным представляется отметить, что числа переписи 1897 г. свидетельствуют не только о довольно больших размерах иммиграции в большие города Украины подростков 15—19 лет. Число их на 10 000 больше, чем мальчиков 10—14 лет; имела место также некоторая иммиграция и этих последних, ибо их больше, чем детей 5—9 лет.

Сравним теперь интенсивность смертности в четырех видах населенных мест Украины для всех рабочих возрастов 20—59 лет. Числа для доживающих до 20 и 60 лет мы вычисляем как средние арифметические из двух смежных величин. Вероятность для 20-летнего мужчины умереть до достижения 60 лет в уездах Украины равна 0,38792, в малых городах она значительно больше (0,47828), в средних еще больше (0,53375), а в больших — почти такая же, как в средних (0,53300).

Получается, таким образом, что в рабочих возрастах, как и во всех детских 0—9 лет, интенсивность смертности в уездах минимальна, причем различия в последнем случае сравнительно невелики. Вероятность для новорожденного мальчика умереть до достижения 10 лет в малых городах Украины всего на 3,4% больше, чем в уездах, в то время как подобная мера избыточной смертности для всех рабочих возрастов 20—59 лет равна 23,3%.

Средние города наиболее неблагоприятны для жизни мужского пола как в детских, так и в рабочих возрастах, однако и здесь наблюдается нечто подобное малым городам. Избыточная смертность в них по сравнению с населением уездов велика и для детских возрастов (11,8%), но мера ее для рабочих возрастов чрезвычайно велика даже по сравнению с малыми городами (37,6%). Почти такую же величину находим и для больших городов (37,4%), хотя для детского периода избыточная смертность в них составляет всего 8%.

Если бы тем или иным путем учесть искусственное понижение мужской смертности в городах для возрастов 20—24 и отчасти для 25—29 лет и такое же искусственное повышение меры смертности в сельских местностях, тогда различие в смертности городского и сельского населения Украины было бы еще значительнее. Так, сравнивая вероятность 35-летнему мужчине умереть до достижения 60 лет, находим, что за эти 25 лет жизни в малых городах мужчин умирает на 24,6%, в средних на 43%, а в больших на 43,8% больше, чем в уездах. Эти величи-

[102] По переписи 1897 г. числилось мужчин, имеющих самостоятельное занятие по рубрике «вооруженные силы», в четырех больших городах Украины 58 001, средних — 34 724 и малых — 80 812. Часть их находилась в возрастах старше 25 лет, но все же главная масса военных входила в группу 20—24-летних. Выделить ее сколько-нибудь точно по опубликованным материалам не представляется возможным.

ны, как и следовало ожидать, немного больше, чем для всех рабочих возрастов, особенно в средних и больших городах.

Охарактеризуем теперь вкратце наиболее своеобразные черты женской смертности в разных видах населенных мест Украины. Вероятность для новорожденной девочки умереть до достижения 1 года в уездах равна 0,19270, в малых городах — 0,21752, в средних — 0,26867 и в больших — 0,26935. Даже малые города Украины имеют довольно большую избыточную смертность грудных девочек по сравнению с уездами (12,9%); в средних же и больших городах она составляет почти 40% (39,4 и 39,8%).

Любопытным представляется, что процент избыточной по сравнению с уездами смертности грудных детей в малых городах почти одинаков для обоих полов, в городах же средних и больших девочек умирает непропорционально больше, чем мальчиков. Для жизни мальчиков наиболее неблагоприятны средние города, причем разница между ними и большими городами все же довольно велика; что же касается девочек, то здесь максимальную смертность находим уже в больших городах, хотя меры смертности расходятся здесь весьма незначительно.

Приняв вероятность для новорожденной девочки умереть на первом году жизни за 100, получим такие числа для мальчиков: в уездах — 119,5%, в малых городах — 119,1%, в средних — 113,5% и в больших — 107,6%. Получается чрезвычайно интересная картина. Объяснять ее недостатками статистической регистрации, на наш взгляд, было бы вряд ли правильно. В городах Украины насчитывается значительное количество еврейского населения, у которого регистрация новорожденных девочек была чрезвычайно дефектна. Однако принятый нами метод построения таблиц смертности для детей до 5 лет связывает данные переписи и текущих записей, а потому вряд ли этот фактор играет сколько-нибудь значительную роль. С другой стороны, вряд ли есть также основания допустить разную степень точности регистрации умерших мальчиков и девочек. К тому же этому противоречит факт почти одинаковой меры избыточной смертности грудных младенцев в уездах и малых городах Украины.

Нам кажется поэтому, что уменьшение избыточной смертности мальчиков в городах вместе с ростом числа их жителей следует приписать причинам не случайного характера. Вероятным представляется такое предположение: мальчики по своей природе вообще менее жизнеспособны, чем девочки. Большее количество их наблюдается среди мертворожденных, повсеместно больше также умирает их в самом начале жизни и т. д. Улучшение или ослабление ухода за детьми должно поэтому в большей мере влиять на интенсивность смертности грудных мальчиков, чем девочек. Это положение, в частности, подтверждается тем общим фактором, что с ростом культуры и богатства населения меры смертности грудных детей имеют тенденцию к сближению. С точки зрения ухода небольшие города Украины вряд ли особенно отличались от населения уездов, но уже в средних, и тем более больших городах, несомненно имеет место лучший уход за грудными детьми [103]. Вследствие этого жизнеспособность детей обоего пола более выравнивается и приближается к тому неизбежному избытку смертности грудных мальчиков по сравнению с девочками, который определяется причинами естественного характера (наследственностью).

[103] Предположение наше вряд ли непосредственно приложимо при сравнительном изучении смертности грудных детей в разных странах. Здесь уже неодинаковая точность регистрации и методов построения таблиц смертности может очень значительно повлиять на числовые результаты.

Сравним теперь вероятность для новорожденных девочек дожить до 10 лет. В малых городах Украины почти не находим уже избыточной смертности по сравнению с ее уездами (0,3%), ибо во всех возрастных периодах, кроме первого года жизни, вероятность умереть выше в уездах. Не то наблюдаем в больших городах, а особенно в средних. Здесь и второй год жизни не благоприятнее для девочек, чем в уездах, в прочих же детских возрастах жизнеспособность их выше. Для всех детских возрастов в больших городах имеет место избыточная смертность в 11,4%, в средних же она еще выше (12,2%). Приняв вероятность для новорожденной девочки умереть до достижения 10 лет за 100, получим меры, характеризующие избыточную смертность мальчиков во всех детских возрастах. В уездах Украины она равна 9,9%, в малых городах — 13,3%, в средних — 9,5%, а в больших — только 6,5%.

Сравнивая коэффициенты смертности для пятилетних возрастных периодов у женщин в разных видах населенных мест Украины, начиная с 15 лет, не видим таких странных явлений, как у мужчин. Здесь имеют место свои характерные особенности, ибо смертность женских поколений на Украине вообще протекает весьма своеобразно. Коэффициенты смертности женщин в уездах все время возрастают.

Принимая каждый раз коэффициент предыдущего возрастного периода за 100, получим для возрастов 20—24 лет в уездах 118,7%, 25—29 лет — 105,8%, 30—34 года — 101,3%, 35—39 лет — 120,5%. Уже из этих чисел можно сделать вывод, что возрастные периоды 15—19 и 20—24 лет должны иметь очень большую интенсивность вымирания. Так оно и оказывается при ближайшем рассмотрении. Приняв коэффициент смертности для уездов за 100, получим для возрастов 15—19 лет в малых, средних и больших городах Украины следующие числа: 79, 75,5 и 79,2%, а для периода 20—24 года — 100,9, 87,1 и 84,2%, Жизнеспособность женщин 15—19 лет, таким образом, максимальна в средних городах Украины, причем она почти на четверть больше, чем в уездах, а в больших и малых городах она примерно одинакова и даже больше, чем в уездах, на 21%.

Часть избыточной смертности в уездах среди женщин в возрастах 15—19 лет следует отнести за счет более раннего возраста вступления в брак и связанного с этим более раннего деторождения, нередко вызывающего смерть матери-женщины. С другой стороны, как явствует из приводимых ниже чисел возрастного состава женского населения в 1897 г., известную роль играет переселение из сельских местностей в города. При всем том нельзя отрицать также влияния своеобразного сельского уклада жизни на женский организм.

В следующем пятилетнем возрастном периоде интенсивность смертности женщин в цветущих возрастах (20—24 лет) уже больше в малых городах Украины, чем в уездах, правда, на очень небольшую величину (0,9%), в то время как избыточная смертность в уездах по сравнению с большими городами равна всего 15,8%, а в средних — 12,9%. Из этих чисел можно, по-видимому, сделать вывод об искусственном повышении жизнеспособности женщин 20—24 лет в больших и средних городах вследствие притока здоровых организмов из сельских местностей, а в последних — о понижении. То же самое имеет силу и для периода 15—19 лет (прислуга, учащиеся). Однако уже период 25—29 лет дает коэффициенты смертности не только в малых, но и в средних городах бо́льшие, чем в уездах (109,5 и 111,7%), и только большие города имеют меньшую интенсивность смертности (98,3%). В возрастах 30—34 лет максимальную жизнеспособность находим в уездах, а минимальную — в малых городах.

Таблица LXXIII. Числа живущих по переписи 1897 г. Женский пол
Table LXXIII. Nombres des vivants d'après le recensement de 1897. Sexe féminin

Возраст Age	В 9 губерниях Украины Dans les 9 gouvernements de l'Ukraine	В уездах Les districts	В малых городах Les petites villes	В средних городах Les villes moyennes	В больших городах Les grandes villes
a	1	2	3	4	5
5—9	1 564 683	1 402 532	88 524	33 682	39 945
10—14	1 353 362	1 194 876	83 663	33 700	41 123
15—19	1 260 505	1 075 688	91 730	39 651	53 436
20—24	947 987	809 235	62 537	28 262	47 953
25—29	865 211	744 693	55 033	24 048	41 437
30—34	741 106	641 586	46 157	19 946	33 417
35—39	666 172	574 499	42 239	18 817	30 617
Всего Total	11 649 882	10 180 762	729 875	305 746	433 499

Объяснение некоторых своеобразий женской смертности 10—39 лет найти можно в числах живущих по переписи 1897 г.

Из приводимых чисел явствует, что уже в возрастах 10—14 лет имеет место некоторое переселение девочек в города, особенно большие, где число этого возрастного периода больше чем на 1000 превосходит предыдущее. Переселение во все виды городов Украины совершенно ясно заметно из чисел для возрастов 15—19 лет. Оно достигает своего максимума в этом возрастном периоде в отличие от мужского пола, где максимум падает на возрасты 20—24 лет. Несомненно, однако, что и в последнем периоде в городах живет не мало женщин из сельских местностей, в том числе и в возрастах 25—29 лет.

Сравним теперь интенсивность смертности женщин во всех рабочих возрастах 20—59 лет. Вероятность для 20-летней женщины в уездах умереть до достижения 60 лет равна 0,43863, в малых городах — 0,42768, средних — 0,42632 и больших — 0,41617. Таким образом, в результате большой избыточной смертности среди женщин в возрастах 20—24 лет в уездах там же находим максимальную смертность и для всех рабочих возрастов. Различия, впрочем, сравнительно невелики: для малых городов Украины разница в пользу их составляет всего 2,5%, средних — 2,8%, и только вероятность умереть в рабочих возрастах для женщин больших городов равна 94,9% от меры для уездов, т. е. разница составляет немного больше 5%.

Приняв вероятность для 20-летней женщины умереть до достижения 60 лет за 100, получим интересные числа, характеризующие сравнительную интенсивность смертности мужчин и женщин в рабочих возрастах. В уездах имеет место сравнительно бóльшая избыточная смертность женщин, которая доходит до 11,6%, в то время как во всех видах городов находим еще бóльшую избыточную смертность мужчин. Только в малых городах Украины она такая же, как избыточная женская смертность в уездах (11,8%), в средних же и больших городах мера ее в 2—3 раза больше (25,2 и 28,1%). Получается, таким образом, будто целая пропасть отделяет пониженную жизнеспособность женщин в рабочих возрастах в уездах даже от жизнеспособности в малых городах, не говоря уже о городах больших — с населением свыше 100 000.

Приведенные числа показывают, что в конце XIX в. на Украине была колоссальная избыточная смертность женщин среди сельского на-

Таблица LXXIV. Средняя продолжительность предстоящей жизни ($\mathring{e}_x$) в уездах и малых, средних и больших городах Украины
Table LXXIV. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$) dans les districts et les villes de l'Ukraine

Возраст Age	Уезды Districts		Малые города Petites villes		Средние города Villes moyennes		Большие города Grandes villes		Возраст Age
	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	36,31	36,85	33,08	36,93	30,32	34,40	31,45	35,11	0
1	46,07	44,57	43,53	46,10	42,47	45,02	43,15	47,34	1
2	49,22	47,24	46,42	48,51	45,80	49,12	46,41	50,60	2
3	50,92	48,67	47,69	49,63	46,89	50,24	47,43	51,62	3
4	51,70	49,32	48,14	50,09	47,30	50,50	47,71	51,88	4
5	51,97	49,53	48,20	50,15	47,21	50,55	47,66	51,91	5
10	49,91	47,30	45,85	47,63	44,37	47,71	44,89	49,17	10
15	46,29	43,67	42,22	43,82	40,45	43,85	41,01	45,24	15
25	39,30	36,76	34,71	36,55	32,53	36,33	33,13	37,87	25
35	31,90	29,76	27,77	29,89	25,66	29,52	26,14	30,97	35
45	24,46	22,69	21,03	22,95	19,58	22,74	20,00	24,01	45
55	17,79	15,99	14,92	16,08	14,00	15,90	14,54	17,63	55
65	12,14	10,96	9,57	10,35	8,96	9,87	10,21	11,85	65
75	8,95	8,50	5,31	6,22	4,82	5,10	5,95	7,77	75
85	8,02	7,86	5,78	6,93	3,94	6,11	3,76	7,62	85
95	5,84	6,30	7,90	8,79	6,81	7,52	7,00	8,37	95
105	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	105

селения. Даже социально-экономические условия жизни в малых городах уже производили большой перелом в жизнеспособности женщин в рабочих возрастах. Впрочем, следует принять во внимание влияние временных (и постоянных) переселений сильных и здоровых женщин в цветущих возрастах из сельских местностей в города, а это несколько искажает истинную картину смертности женщин в этих возрастных периодах, что имеет место в еще большей степени у мужчин.

Приведем дополнительную характеристику условий смертности мужского и женского пола в разных видах населенных мест Украины. Максимальную продолжительность жизни новорожденный мальчик имеет в уездах Украины (36,31 года), а минимальную в средних городах — всего 30,32 года. Даже в больших городах она на 1,1 года, а в малых почти на 3 года (33,08 года) больше. Приняв величину для уездов за 100, получим величины недостаточности в числах предстоящей продолжительности жизни новорожденного мальчика: в малых городах — 8,9%, в больших — 13,4%, в средних — 16,5%.

Сравнивая жизнеспособность мужских поколений в разных видах населенных мест после окончания периода специфической детской смертности, приходим к несколько иным выводам. И здесь максимальную продолжительность жизни находим у населения уездов (49,91 года), а минимальную — в средних городах (44,37 года), но различия носят уже несколько иной характер. Приняв величину продолжительности жизни для мальчика 10 лет в уездах за 100, получим, что число для малых городов меньше на 8,1%, т. е. на величину, которая значительно приближается к тому, что мы имеем для новорожденных. Для больших и

средних городов, однако, имеем 10,1 и 11,1%, т. е. величины значительно меньшие.

Сравним продолжительность предстоящей трудовой жизни в разных видах населенных мест Украины. От новорожденного мальчика в уездах Украины в условиях смертности 1896—1897 гг. в будущем можно было ожидать 21,6 года жизни в рабочих возрастах, в малых городах — 20,01 года, в больших — 18,27 года, а в средних меньше всего — 18,39 года.

Приняв за 100 продолжительность трудовой жизни для населения уездов, получим, что в малых городах экономическая ценность поколения, или количество будущей рабочей жизни, меньше, чем в уездах, на 7,4%, в больших городах — на 12,2%, а в средних — почти на 15%. Сравнивая продолжительность трудовой и нетрудовой жизни мужских поколений в разных видах населенных мест Украины, находим, что соотношение наиболее благоприятно как раз для средних городов, где продолжительность жизни в рабочих возрастах составляет 60,7% всей жизни, а наименее благоприятно оно в уездах (59,5%).

Продолжительность будущей жизни новорожденной девочки в трудовых возрастах больше, чем мальчика. Приняв первую за 100, получим числа, характеризующие жизнеспособность мужских и женских поколений как рабочих единиц. В уездах, главным образом вследствие своеобразий сельской жизни и сельскохозяйственного труда, числа для обоих полов очень близки — у мужского пола не хватает до равенства всего 2,1%.

С другой стороны, все три вида городов дают очень большую и притом довольно схожую разницу в пользу женщин: в малых и больших городах — 10,1 и 10,3%, а в средних немного бóльшую — 11,8%. И здесь минимальную продолжительность трудовой жизни находим в средних городах (20,85 года), однако максимальная имеет место уже в малых

Таблица LXXV. Отсроченная временная средняя жизнь
Table LXXV. Espérance de vie d'une population en état de travailler dans

	Мужской пол Sexe masculin					
					Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Par rapport	
	15—19	20—59	60—69	Всего Total	продолжительности в уездах aux nombres pour les districts	продолжительности для новорожденных à l'espérance de vie d'un nouveau-né
a	1	2	3	4	5	6
Уезды . . . . . Districts	2,86	18,78	2,77	21,60	100,0	59,5
Малые города . . . . Petites villes	2,70	17,50	2,22	20,01	92,6	60,5
Средние города . . . Villes moyennes	2,65	16,15	1,83	18,39	85,1	60,7
Большие города . . . Grandes villes	2,72	16,67	1,91	18,97	87,8	60,3

городах (22,25 года), хотя в действительности она лишь незначительно отличается от величины для девочки в уездах. Число для средних городов меньше величины для уездов на 5,5%, для больших городов — на 4,1%, в то время как в малых городах оно больше на 0,9%.

Соотношение продолжительности трудовой и нетрудовой жизни наиболее благоприятно в средних городах, где первая составляет 60,6% всей продолжительности, и наименее благоприятно в больших городах (59,8%).

Охарактеризуем интенсивность смертности мужчин и женщин в пожилых и старческих возрастах. Наиболее подходящей величиной для этого может служить средняя продолжительность жизни 60-летних, которой нет в наших таблицах смертности и которую мы вычисляем как среднюю арифметическую из двух соседних величин.

60-летний мужчина в уездах Украины, в условиях смертности 1896—1897 гг., прожил бы в будущем 14,97 года, в малых городах — 12,25 года, в средних — 11,48 года и в больших — 12,38 года. Приняв первую величину за 100, получим, что люди пожилые и старики в больших городах живут меньше, чем в уездах, на 17,3%, в малых — на 18,2%, меньше же всего в средних городах — на 23,3%. Разница, таким образом, весьма значительна, особенно между средними городами и уездами.

60-летние женщины в уездах Украины жили бы в будущем меньше, чем мужчины, всего 13,48 года, во всех же видах городов больше: в малых городах—13,22 года, в средних—12,89 года и в больших—14,74 года. Приняв величину для уездов за 100, получим, что в малых городах пожилые женщины 60 лет жили меньше, чем в уездах, на 1,9%, в средних — на 4,4%, а в больших значительно больше — на 9,4%.

Очень своеобразны также соотношения жизни обоих полов в старческих возрастах. Приняв среднюю продолжительность жизни 60-лет-

новорожденного в рабочих и полурабочих возрастах
les districts et les villes de l'Ukraine

Женский пол Sexe féminin					
				Процент продолжительности трудовой жизни по отношению к Par rapport	
15—19	20—59	60—69	Всего Total	продолжительности в уездах aux nombres pour les districts	продолжительности для новорожденных à l'espérance de vie d'un nouveau-né
7	8	9	10	11	12
3,03	19,26	2,57	22,06	100,0	59,9
3,04	19,37	2,72	22,25	100,0	60,2
2,84	18,14	2,58	20,85	94,5	60,6
2,86	18,39	2,68	21,16	95,0	59,8

ней женщины за 100, получим, что мужчины в уездах жили больше женщин на 11,1%, в малых городах — на 7,3%, в средних — на 10,9%, а в больших городах — меньше на 16%.

Остается охарактеризовать стационарное, постоянно живущее, население по таблицам смертности для разных видов населенных мест Украины. Если бы ежегодно рождалось 100 000 мальчиков и меры смертности оставались неизменными, то в уездах постоянно жило бы 3 630 744 души мужского пола, в малых городах — 3 307 948 душ, в средних меньше всего — 3 031 844, а в больших — 3 541 256 душ.

Различия между этими числами те же, что и между величинами средней продолжительности жизни новорожденных мальчиков. Неодинаков также и состав стационарного населения по возрасту. Например, больше всего детей — мальчиков до 10 лет — в средних городах (19,95%) и меньше всего в уездах (18,25%). С другой стороны, больше людей пожилых и стариков среди стационарного населения уездов, где мужчин старше 65 лет насчитывалось 9,79%, в то время как в средних городах — всего 5,64%.

Таблица LXXVI. Стационарное население (L_x) в уездах и малых, средних и больших городах

Table LXXVI. Population stationnaire (L_x) dans les districts et villes de l'Ukraine

Возраст Age	Уезды Districts		Малые города Petites villes		Средние города Villes moyennes		Большие города Grandes villes		Возраст Age
	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	84 648	87 153	82 726	85 499	79 673	82 089	80 680	82 043	0—1
1—2	73 758	77 631	71 022	75 523	66 259	70 033	67 792	70 024	1—2
2—3	68 696	72 684	66 351	71 260	61 621	65 539	63 202	65 682	2—3
3—4	65 703	69 663	63 785	68 717	59 344	63 351	61 020	63 611	3—4
4—5	63 782	67 665	62 136	67 003	57 900	61 911	59 607	62 222	4—5
0—4	356 587	374 796	346 020	368 002	324 797	342 923	332 301	343 582	0—4
5—9	306 165	324 895	298 830	323 253	280 108	299 753	288 115	301 288	5—9
10—14	293 130	310 900	285 958	310 998	270 058	289 580	277 553	291 235	10—14
15—24	558 113	589 575	545 253	593 590	518 393	554 673	532 540	558 043	15—24
25—34	519 485	542 523	502 908	545 868	477 673	512 555	492 198	517 060	25—34
35—44	478 715	490 643	448 238	490 080	415 700	459 323	430 883	467 868	35—44
45—54	423 323	426 638	377 115	427 378	335 253	398 353	348 525	406 400	45—54
55—64	339 960	328 338	282 053	337 655	239 030	316 435	245 595	324 248	55—64
65—74	217 688	190 928	164 070	207 493	131 063	197 240	140 170	212 058	65—74
75—84	95 109	74 863	48 584	69 805	35 656	58 739	49 311	87 155	75—84
85—94	32 239	23 524	7 070	13 564	3 670	8 270	6 899	23 305	85—94
95 и старше et plus	10 230	7 708	1 849	4 846	443	2 256	770	9 014	95 и старше et plus
Всего Total	3 630 744	3 685 331	3 307 948	3 692 532	3 031 844	3 440 100	3 144 860	3 541 256	Всего Total

Несколько иные числа и соотношения имеем для женского стационарного населения. Различия между общими числами мужского и женского населения в уездах весьма невелики — всего 55 000, в то время как во всех видах городов разница в пользу женщин составляет сотни тысяч (около 400 000).

Таблица LXXVII. Распределение стационарного населения в уездах и городах Украины по возрасту
Table LXXVII. Répartition de la population stationnaire par âge dans les districts et les villes de l'Ukraine

Возраст Age	Уезды Districts		Малые города Petites villes		Средние города Villes moyennes		Большие города Grandes villes		Возраст Age
	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m	ж. п. s. f.	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—4	9,82	10,17	10,46	9,97	10,71	9,97	10,57	9,70	0—4
5—9	8,43	8,82	9,03	8,75	9,24	8,71	9,16	8,51	5—9
10—14	8,07	8,44	8,65	8,42	8,91	8,42	8,82	8,22	10—14
15—24	15,37	16,00	16,48	16,08	17,10	16,12	16,93	15,76	15—24
25—34	14,31	14,72	15,20	14,78	15,75	14,90	15,65	14,60	25—34
35—44	13,19	13,31	13,55	13,27	13,71	13,35	13,70	13,21	35—44
45—54	11,66	11,58	11,40	11,57	11,06	11,58	11,08	11,48	45—54
55—64	9,36	8,90	8,53	9,15	7,88	9,20	7,81	9,16	55—64
65—74	6,00	5,18	4,96	5,62	4,32	5,73	4,46	5,99	65—74
75—84	2,62	2,03	1,47	1,89	1,18	1,71	1,57	2,46	75—84
85 и старше et plus	1,17	0,85	0,27	0,50	0,14	0,31	0,25	0,91	85 и старше et plus
Всего Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	Всего Total

В уездах во всех детских и зрелых возрастах до 55 лет заметно преобладание женского стационарного населения, в возрастах же пожилых и старческих имеет место обратное явление.

Из этого факта нельзя, однако, делать вывод о соотношении полов стационарного населения, ибо обе таблицы смертности начинаются со 100 000 новорожденных, а мальчиков рождается больше, чем девочек. Числа для мужского пола надо было бы поэтому увеличить, помножив их на 1,06. В таком случае получаются иные выводы о половом составе стационарного населения уездов. Общее число мужского пола в них уже будет значительно больше, чем женщин (на 163 000, или на 4,4%). Общее число стационарного мужского населения в малых городах, даже с поправкой на рождаемость, будет все же на 186 000 меньше, чем женского, в средних — на 226 000, а в больших — на 208 000. При сделанном допущении о числовом соотношении полов у новорожденных на 1000 мужчин приходилось бы женщин: в уездах — 958, в малых городах — 1053, в средних — 1070, в больших — 1062.

Сравним общие коэффициенты смертности и коэффициенты стационарного населения. Значение первого для мужчин в уездах равно 0,02878, в малых городах — 0,02780, в средних — 0,02916, в больших — 0,02473. Совсем другим как по своей величине, так и по соотношениям представляется коэффициент стационарного населения, который для мужского пола в уездах равен 0,02754, в малых городах — 0,03023, средних — 0,03298 и в больших — 0,03180. Неправильное представление о сравнительной интенсивности общей смертности женского пола создается также и на основании сравнения общих коэффициентов изучаемого населения. Величина коэффициента для населения уездов равна 0,02684, для малых городов — 0,02519, средних — 0,02668 и больших — 0,02370, в то время как значения коэффициента стационарного населения соответственно равны: 0,02713; 0,02708; 0,02907 и 0,02824. Смертность всего

населения, измеренная при помощи общих коэффициентов для обоих полов, является минимальной в больших городах, в то время как теоретически правильная мера показывает, что в больших городах Украины смертность очень велика и что только в средних городах она еще выше. Равным образом неправильную картину получаем и для других видов населенных мест.

Смертность в семи больших городах Европейской России и Украины в конце XIX в.

Выше мы охарактеризовали смертность во всех городах Европейской России и Украины, а также в разных видах городов последней. Однако, не говоря уже о весьма существенных различиях, которые имеют место в больших, средних и малых городах, не меньшие своеобразия порой находим в отдельных больших городах [104]. Вследствие этого мы на основании смертности в 1896—1897 гг. построили суммарные таблицы смертности для семи наиболее значительных городов Европейской России. Относительно этих таблиц следует заметить, что в некоторых отношениях числа их могут вызвать известные сомнения. Городские статистики давно уже высказывали мысль о том, что наличие больших воспитательных домов извращает истинную картину детской смертности вследствие колоссального вымирания пребывающих там в Москве и Петербурге детей. С другой стороны, принятый нами метод построения таблиц смертности для детских возрастов до 5 лет связывает данные переписей с текущей регистрацией за довольно продолжительный период времени. Предпола-

Таблица LXXVIII. Числа доживающих (l_x). Мужской пол
Table LXXVIII. Nombres des survivants (l_x). Sexe masculin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
1	66 747	56 628	63 814	74 439	68 982	59 751	73 190	1
2	57 653	49 509	59 119	66 863	63 853	52 578	65 974	2
3	53 808	46 508	56 971	63 600	61 782	49 512	62 720	3
4	51 828	44 717	55 697	61 859	60 257	47 809	60 421	4
5	50 490	43 675	54 770	60 500	59 299	47 093	58 841	5
10	47 361	40 940	52 482	57 254	57 228	44 257	55 072	10
15	45 702	40 198	51 159	55 846	56 291	43 211	53 908	15
25	41 720	37 986	48 403	52 650	53 583	40 326	51 046	25
35	37 288	34 469	43 674	47 995	48 254	35 387	47 444	35
45	31 090	29 217	36 273	40 926	40 956	29 351	41 947	45
55	23 251	22 283	27 458	31 942	31 496	22 922	34 374	55
65	14 189	12 985	16 030	20 964	20 500	14 423	24 867	65
75	5 940	4 713	8 066	10 602	10 098	6 126	13 033	75
85	1 433	727	711	3 068	3 733	1 209	3 570	85
95	—	—	—	544	1 614	—	824	95
105	—	—	—	242	—	—	366	105

[104] Мы не приводим сведений относительно смертности в больших городах за границей. Некоторые сравнительные материалы о них для последних предвоенных лет можно найти в работе С. А. Новосельского и В. В. Паевского, Таблица смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг., «Материалы по статистике Ленинграда» № 6, 1925, стр. 134—178.

Таблица LXXIX. Вероятности дожить (p_x), умноженные на 100 000. Мужской пол
Table LXXIX. Probabilités à survivre ($p_x \times 100\,000$). Sexe masculin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3		5	6	7	a
1	66 747	56 628	63 814	74 439	68 982	59 751	73 190	1
2	86 375	87 428	92 643	89 823	92 565	87 995	90 141	2
3	93 331	93 938	96 367	95 120	96 757	94 169	95 068	3
4	96 320	96 149	97 764	97 263	97 532	96 560	96 335	4
5	97 418	97 670	98 336	97 803	98 410	98 502	97 385	5
10	93 803	93 738	95 823	94 635	96 508	93 978	93 595	10
15	96 497	98 188	97 479	97 541	98 363	97 637	97 886	15
25	91 287	94 497	94 613	94 277	95 189	93 323	94 691	25
35	89 377	90 741	90 230	91 159	90 055	87 752	92 944	35
45	83 378	84 763	83 054	85 271	84 876	82 943	88 414	45
55	74 786	76 267	75 698	78 048	76 902	78 096	81 946	55
65	61 025	58 273	58 380	65 631	65 088	62 922	72 342	65
75	41 863	36 296	50 318	50 572	49 259	42 474	52 411	75
85	24 125	15 425	8 815	28 938	36 968	19 736	27 392	85
95	—	—	—	17 731	43 236	—	23 081	95
105	—	—	—	44 485	—	—	44 417	105

Таблица LXXX. Коэффициенты смертности (m_x) для семи больших городов Е. России и Украины. Мужской пол
Table LXXX. Taux de mortalité (m_x) pour les sept grandes villes de la Russie d'Europe et de l'Ukraine. Sexe masculin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0—1	0,42725	0,61014	0,47691	0,30812	0,39104	0,55010	0,32645	0—1
1—2	0,14621	0,13415	0,07638	0,10723	0,07722	0,12771	0,10370	1—2
2—3	0,06899	0,06515	0,03701	0,05002	0,03297	0,06006	0,05057	2—3
3—4	0,03748	0,03823	0,02262	0,02775	0,02499	0,03500	0,03734	3—4
4—5	0,02615	0,02452	0,01678	0,02221	0,01603	0,01509	0,02650	4—5
5—9	0,01279	0,01293	0,00853	0,01103	0,00711	0,01242	0,01324	5—9
10—14	0,00713	0,00366	0,00510	0,00498	0,00330	0,00478	0,00427	10—14
15—19	0,00894	0,00453	0,00721	0,00728	0,00485	0,00683	0,00496	15—19
20—24	0,00918	0,00666	0,00484	0,00519	0,00497	0,00696	0,00578	20—24
25—29	0,00989	0,00823	0,00942	0,00798	0,00933	0,01158	0,00623	25—29
30—34	0,01283	0,01154	0,01148	0,01080	0,01201	0,01482	0,00853	30—34
35—39	0,01658	0,01453	0,01419	0,01380	0,01456	0,01734	0,01084	35—39
40—44	0,02018	0,01915	0,02492	0,01854	0,01878	0,02014	0,01416	40—44
45—49	0,02603	0,02331	0,02461	0,02250	0,02404	0,02093	0,01757	45—49
50—54	0,03280	0,03249	0,03185	0,02762	0,02886	0,02907	0,02292	50—54
55—64	0,04841	0,05273	0,05256	0,04150	0,04230	0,04551	0,03210	55—64
65—74	0,08196	0,09348	0,06610	0,06565	0,06799	0,08076	0,06245	65—74
75—84	0,12225	0,14657	0,16759	0,11030	0,09204	0,13408	0,11400	75—84
85—94	0,21958	0,23977	0,35784	0,13975	0,07927	0,21028	0,12500	85—94

гается сначала, что все дети, родившиеся в данной местности, в ней же и остаются и что нет притока детей со стороны. Сопоставляя, однако, итоги, полученные на основании сведений о рождениях и смертных случаях, с данными переписи, вносят поправку на миграцию. Обычно она бывает весьма невелика, но в некоторых случаях достигает очень значительной величины. Поправочный коэффициент часто бывает меньше единицы, что говорит об эмиграции детей. Совокупности живых, полученные на основании статистики рождений и смертных случаев, множат на этот коэффициент и поэтому, раз он является дробью, совокупности живых уменьшаются и мера смертности получается бо́льшая. Почти во всех случаях построения наших таблиц смертности поправочный коэффициент меньше единицы. По временам он лишь незначительно от нее отличается, иногда же различия весьма велики. Так, для мальчиков Одессы (1896—1897 гг.) поправочный коэффициент равен 0,97992, так что разница между числом живых, установленным на основании текущей регистрации, и данными переписи незначительна — 2%. В Киеве, однако, поправочный коэффициент значительно меньше единицы (0,76945).

Следует отметить, что для наших основных таблиц смертности величины поправочного коэффициента лишь немного отклоняются от единицы и что в больших городах с течением времени они к ней все более приближаются. В Петербурге, например, имеем (для мальчиков) в 1890—1891 гг. 0,70725, а в 1900—1901 гг. — 0,81982; для Москвы в 1881—1882 гг.— 0,62707, а в 1900—1901 гг.— 0,90046; для Одессы в 1892—1893 гг.— 0,93501, а в 1896—1897 гг.— 0,97992; только в Киеве для 1873—1874 гг. величина коэффициента несколько больше, чем для 1896—1897 гг. (0,79514 и 0,76945). Обращение к поправочному коэффициенту является совершенно правильным и необходимым, если статистические данные соответствуют действительности. Без специальных исследований, которые, по общему правилу, вообще произвести нет возможности, судить об этом с полной уверенностью невозможно. Действительно ли из числа родившихся в Киеве в 1891—1897 гг. вывезено 23% детей в возрасте 0—4 лет, в то время как в Одессе всего 2%, сказать трудно. В частности, показания возраста детей во время переписи бывают иногда ошибочными, часть детей, которым не исполнилось еще 5 лет, могли быть отнесены к старшей группе, что увеличило бы смертность всех детей до 5 лет. Все же, несмотря на выраженные сомнения, мы, не имея возможности вносить сколько-нибудь обоснованные поправки, оставили числа такими, как они были получены. Во всяком случае колонны средней продолжительности жизни и коэффициенты смертности, начиная с 5 лет, являются свободными от указанных сомнений.

Смертность мальчиков на первом году жизни больших городов Европейской России в конце XIX в. была чрезвычайно велика. Мера ее максимальна в Москве, где умирало 43,4% грудных младенцев, и в Саратове (40,2%); чрезвычайно высока она также в Киеве (36,2%), Петербурге (33,3%) и Харькове (31%). Минимальна смертность была в Риге (26,8%) и Одессе (25,6%). Различия между крайними случаями (Одесса — Москва) достигают очень большой величины (69,7%). Приняв вероятность для новорожденного мальчика в Одессе умереть на первом году жизни за 100, получим такие числа избыточной смертности грудных детей: для Москвы — 69,7%, Саратова — 57,5%, Киева — 41,6%, Петербурга — 30,1%, Харькова — 21,3% и Риги — 4,9%.

На втором году жизни минимальную смертность находим уже не в Одессе, а в Киеве и Харькове (7,4%), а максимальную — в Петербурге, Москве и Саратове. Сравнительно благоприятная смертность мальчи-

ков в Киеве и Харькове продолжается до 10 лет, хотя она, особенно в Киеве, все же не может компенсировать очень большую смертность грудных детей. Приняв вероятность для новорожденного мальчика в Одессе умереть до достижения 5 лет за 100, получим, что в Москве за первые 5 лет жизни избыточно умерло 42,6%, в Саратове — 33,9%, в Петербурге — 25,3%, в Киеве — 14,5%, в Риге — 4,2%, а в Харькове — всего 3%.

Сравним теперь вероятности мальчику, дожившему до 5 лет, умереть до достижения 10 лет. Минимальная смертность имеет место в Харькове (0,03492) и Киеве (0,04173), а максимальная—в Риге (0,06405), Москве, Петербурге, Саратове, хотя различия между последними этими городами, отчасти даже и с Одессой (0,05365), невелики. Судить на основании этих чисел о степени достоверности мер интенсивности смертности детей до 5 лет нет возможности.

В возрастах минимальной смертности (10—14 лет) различия в мерах интенсивности ее велики; наиболее благоприятные числа находим в Харькове и Москве, наименее благоприятные — в Петербурге. Приняв коэффициент смертности для мальчика в возрасте 10—14 лет в Харькове за 100, получим такие своеобразные числа избыточной смертности для других городов: для Петербурга — 116,1%, Киева — 54,5%, Одессы — 50,9%, Саратова — 44,8%, Риги — 29,4% и Москвы — 11%. Полурабочие возрасты 15—19 лет у мужского пола дают наименьшую меру смертности для Москвы, Харькова и Риги, а максимальную — для Петербурга.

Смертность в дальнейших возрастных периодах в разных городах протекает весьма своеобразно. Для цветущих возрастов 20—24 лет имеем три типа смертности. Мера ее в Москве больше числа для предыдущего пятилетнего периода на 47%, а в Риге — на 16,5%; с другой стороны, величины для Киева и Одессы [105] менее, чем для возрастов 15—19 лет, на 32,9 и 28,7%. Среднюю группу составляют Петербург, Харьков и Саратов, где имеет место лишь весьма небольшое увеличение смертности за 5 лет (2,7, 2,5, 1,9%).

Наличие войск, приток мужской рабочей силы и учащихся в большие города, таким образом, меньше всего отразились на интенсивности смертности в Москве и Риге, а больше всего — в Киеве и Одессе. Следует, впрочем, не упускать из виду, что коэффициент смертности для мужчин 20—24 лет в Москве не только значительно меньше, чем в Петербурге, но он меньше даже, чем в Саратове.

Следующий пятилетний период 25—29 лет приносит небольшой рост смертности в Риге и Петербурге (7,8 и 7,6%), отчасти также в Москве (23,6%); особенно значителен он в Киеве (94,6%), Харькове (87,7%), Саратове (66,4%) и даже в Одессе (53,8%). По своей сравнительной величине положение наиболее неблагоприятно в Саратове, отчасти в Петербурге, Киеве и Харькове, а наиболее благоприятно в Риге.

Сравним теперь интенсивность смертности во всех рабочих возрастах 20—59 лет; недостающие значения для доживающих до 20 и 60 лет находим как средние арифметические из соответствующих соседних величин. Максимальная смертность наблюдалась в Петербурге, где за 40 лет трудовой жизни умерло 0,57173 всех мужчин, доживших до 20 лет. Вероятность смерти немного меньше в Киеве

[105] В значительной степени это явление можно объяснить, используя число военнослужащих по переписи 1897 г. В Петербурге их насчитывалось 48 336, в Москве — 21 829, Киеве — 22 065, Одессе — 23 160, Харькове — 8340, Саратове — 4403 и в Риге — 9334.

Таблица LXXXI. Числа доживающих (l_x). Женский пол
Table LXXXI. Nombres des survivants (l_x). Sexe féminin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
1	71 111	59 778	66 489	75 925	71 302	65 418	77 396	1
2	62 136	52 648	61 982	69 137	65 708	58 419	69 544	2
3	58 574	49 749	60 358	65 981	63 896	55 218	66 371	3
4	56 386	48 054	59 049	64 285	62 280	53 760	64 278	4
5	54 911	47 020	58 070	62 875	61 434	52 697	62 838	5
10	51 747	44 285	56 017	59 718	59 401	50 069	59 682	10
15	50 348	43 478	55 015	58 235	58 454	48 906	58 399	15
25	47 225	41 238	51 649	54 509	54 968	45 608	55 896	25
35	43 557	38 190	46 829	50 569	50 210	41 142	52 379	35
45	39 220	34 067	41 369	46 204	44 248	36 188	48 103	45
55	33 389	28 387	33 079	39 685	37 251	30 366	42 797	55
65	24 762	20 016	23 852	30 146	28 750	22 278	34 597	65
75	14 086	10 317	12 236	18 012	16 498	12 394	21 827	75
85	4 611	2 677	3 088	9 625	5 682	3 374	7 385	85
95	522	—	369	1 995	2 664	112	1 459	95
105	82	—	76	976	—	—	432	105

Таблица LXXXII. Вероятности дожить (p_x), умноженные на 100 000. Женский пол
Table LXXXII. Probabilités à survivre ($p_x \times 100\,000$). Sexe féminin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
1	71 111	59 778	66 489	75 925	71 302	65 418	77 396	1
2	87 379	88 073	93 221	91 060	92 154	89 301	89 855	2
3	94 267	94 494	97 380	95 435	97 242	94 521	95 437	3
4	96 265	96 593	97 831	97 430	97 471	97 360	96 847	4
5	97 384	97 848	98 342	97 807	98 642	98 023	97 760	5
10	94 238	94 183	96 465	94 979	96 691	95 013	94 978	10
15	97 296	98 178	98 211	97 517	98 406	97 677	97 850	15
25	93 797	94 848	93 882	93 602	94 036	93 256	95 714	25
35	92 233	92 609	90 668	92 772	91 344	90 208	93 708	35
45	90 043	89 204	88 341	91 368	88 126	87 959	91 836	45
55	85 133	83 327	79 961	85 891	84 187	83 912	88 970	55
65	74 162	70 511	72 106	75 963	77 179	73 365	80 840	65
75	56 886	51 544	51 300	59 749	57 384	55 633	63 089	75
85	32 735	25 947	25 237	53 437	34 441	27 223	33 834	85
95	11 321	—	11 949	20 727	46 885	3 320	19 756	95
105	15 709	—	20 596	48 922	—	—	29 609	105

(0,56321), Саратове (0,55295) и Москве (0,54891). Еще меньше она в Харькове (0,52677) и Одессе (0,51237) и сравнительно невелика в Риге (0,43555). Приняв последнюю величину за 100, получим такие числа для избыточной смертности в других городах: для Петербурга—31,3%,

Таблица LXXXIII. Коэффициенты смертности (m_x) для семи больших городов Е. России и Украины. Женский пол

Table LXXXIII. Taux de mortalité (m_x) pour les sept grandes villes de la Russie d'Europe et de l'Ukraine. Sexe féminin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0—1	0,35800	0,54059	0,43151	0,28678	0,35487	0,44944	0,26615	0—1
1—2	0,13471	0,12684	0,07016	0,09359	0,08166	0,11304	0,10687	1—2
2—3	0,05902	0,05882	0,02655	0,04671	0,02796	0,05634	0,04660	2—3
3—4	0,03807	0,03429	0,02193	0,02604	0,02562	0,02676	0,03204	3—4
4—5	0,02651	0,02247	0,01672	0,02218	0,01368	0,01997	0,02266	4—5
5—9	0,01209	0,01198	0,00720	0,01030	0,00673	0,01023	0,01030	5—9
10—14	0,00548	0,00368	0,00361	0,00503	0,00322	0,00470	0,00435	10—14
15—19	0,00615	0,00415	0,00577	0,00618	0,00499	0,00604	0,00360	15—19
20—24	0,00659	0,00625	0,00687	0,00709	0,00748	0,00802	0,00512	20—24
25—29	0,00773	0,00687	0,00925	0,00704	0,00949	0,00904	0,00605	25—29
30—34	0,00848	0,00863	0,01046	0,00805	0,00848	0,01187	0,00700	30—34
35—39	0,00996	0,00997	0,01177	0,00798	0,01248	0,01237	0,00837	35—39
40—44	0,01118	0,01326	0,01317	0,01040	0,01281	0,01333	0,00868	40—44
45—49	0,01484	0,01571	0,02182	0,01348	0,01657	0,01520	0,01110	45—49
50—54	0,01759	0,02115	0,02281	0,01718	0,01784	0,02004	0,01232	50—54
55—64	0,02967	0,03459	0,03241	0,02732	0,02576	0,03073	0,02119	55—64
65—74	0,05496	0,06395	0,06438	0,05039	0,05415	0,05702	0,04526	65—74
75—84	0,10135	0,11759	0,11940	0,09069	0,09753	0,11440	0,09888	75—84
85—94	0,15935	0,23009	0,15730	0,13133	0,07233	0,18715	0,13400	85—94

Киева — 29,3%, Саратова — 27,%, Москвы — 26%, Харькова — 20,9% и Одессы — 17,6%.

Петербург для всех возрастных периодов, которые входят в рабочие возрасты, имеет большие коэффициенты смертности, Москва же — средние, за исключением возрастов от 50 лет, где смертность мужчин тоже весьма значительна. В Киеве у мужчин 20—24 лет находим минимальную и притом поразительно низкую меру смертности (0,00484), после же интенсивность смертности становится средней, а с 40 лет она уже весьма велика. Смертность мужчин в рабочих возрастах в Одессе и Харькове, после значительного скачка для периода 25—29 лет, протекает более или менее равномерно, и притом она сравнительно невелика. Саратов имеет вообще очень большие коэффициенты смертности, а Рига небольшие.

Смертность женского пола имеет свои отличительные черты по сравнению с мужским. Больше всего грудных девочек умирало тоже в Москве (40,2%) и Саратове (34,6%), а меньше всего в Риге (22,6%), хотя число для Одессы лишь незначительно отличается от последнего (24%). Приняв за 100 вероятность для новорожденной девочки в Риге умереть до достижения 1 года, получим такие величины избыточной смертности для других городов: для Одессы — 6,5%, Харькова — 27%, Петербурга — 27,8%, Киева — 48,3%, Саратова — 53% и Москвы — 77,9%.

Сопоставляя меры избыточной смертности грудных детей обоего пола, находим, что Москва, Киев и Харьков имеют бо́льшие числа для

девочек, а Саратов и Петербург — для мальчиков. Изменяется смертность грудных детей. Приняв вероятность для новорожденной девочки умереть до достижения 1 года за 100, получим любопытные числа избыточной смертности грудных детей. Во всех украинских больших городах и в Москве мера смертности мальчиков больше, чем у девочек, на 6—8%, в то время как числа для Петербурга, Саратова и Риги вдвое выше. Они приближаются, таким образом, к величинам для населения уездов Европейской России (16,3%) и Украины (19,5%). Так, вероятность умереть на первом году жизни у мальчика в Одессе равна 106,2% меры для девочки, в Москве—107,8%, в Киеве—108%, в Харькове—108,1%, в Петербурге—115,1%, в Саратове—116,4% и Риге — 118,6%. Объяснить такие значительные расхождения без специального анализа при изучении детской смертности в связи с ее причинами нет возможности.

Сравним теперь вероятности для девочек дожить и умереть до достижения 10 лет. Для всех детских возрастов минимальную смертность находим в Одессе и Риге, где вероятность для новорожденной девочки умереть в течение первых 10 лет жизни равна 40,3%, а также в Харькове (40,6%). Минимальную жизнеспособность имели Москва (55,7%) и Саратов (49,9%). Приняв вероятность для Одессы за 100, получим значения избыточной смертности в других городах. Рига и Харьков в результате смертности девочек во всех детских возрастах дают почти те же числа, что и Одесса (100,1 и 100,8%). Сравнительно невелика избыточная смертность в Киеве (9,2%); она значительно больше в Петербурге (19,8%), очень велика в Саратове (24%), особенно же в Москве (38,3%).

Сравнивая эти числа с мерами избыточной смертности для грудных детей, находим, что последующие возрасты внесли значительные изменения в меры общей детской смертности. Особенно интересны в этом отношении украинские большие города. В Одессе, которая для грудных девочек по сравнению с Ригой имеет избыточную смертность в 6,5%, для всех детских возрастов находим уже минимальную меру смертности. Харьков, вместо 27%, почти сравнялся с городом минимальной детской смертности (Одессой), а Киев, вместо 48,3%, имеет уже меру избыточной смертности всего 9,2%. Она уменьшилась примерно вдвое в Москве и Саратове, но все же осталась большой. Смертность девочек старше 1 года в Петербурге сравнительно очень велика, чем и объясняется то, что мера избыточной смертности там упала с 27,8 до 19,8%. Таким образом, Киев и Харьков компенсировали свою большую избыточную смертность грудных девочек, в то время как в Петербурге этого не наблюдается.

Рассмотрим теперь сравнительную интенсивность смертности мальчиков и девочек во всех детских возрастах. Приняв за 100 вероятность для новорожденной девочки умереть до достижения 10 лет, получим относительное число избыточной смертности мальчиков. Минимальные различия находим в Харькове, Москве и Одессе, где мера смертности для мальчиков больше, чем для девочек, примерно на 6% (5,4, 6 и 6,1%), а максимальные — в Саратове и Риге (11,6 и 11,4%). Петербург и Киев занимают промежуточное место (9,1 и 8%). Выводы эти не всегда совпадают с тем, что мы обнаружили для грудных детей. Во всех изучаемых больших городах мера избыточной смертности мальчиков уменьшилась, правда, неодинаково. Особенно выравнилась она в Петербурге, где мера ее с 15,1% упала до 9,1%, и в Риге (18,6 и 11,4%). Без изменения осталась она в Киеве (8%), отчасти и в Одессе (6,2 и 6,1%).

Соотношения смертности женщин во всех рабочих возрастах (20—59 лет) далеко не те, что у мужчин. Вероятность для 20-летней женщины умереть до достижения 60 лет минимальна в Риге (0,32286) и Одессе (0,38062); величина ее максимальна в Киеве и Саратове (0,46626 и 0,44300), за которыми следуют Москва (0,42864), Харьков (0,41809) и Петербург (0,40403). Приняв за 100 меру для Риги, получим такие числа избыточной смертности женщин в рабочих возрастах для других городов: Одессы—17,9%, Петербурга—25,1%, Харькова—29,5%, Москвы—32,8%, Саратова—37,2% и Киева—44,4%. Обратившись к коэффициентам смертности для пятилетних возрастных периодов, находим некоторые объяснения этим числам. Так, город максимальной смертности женщин в рабочих возрастах — Киев для периода 20—24 лет занимает среднее место по интенсивности смертности, но уже в дальнейших возрастах, по общему правилу, он имеет меру значительно бо́льшую, чем в других городах, а с 45 лет мера эта делается максимальной. Рига — город минимальной смертности женщин 20—59 лет во всех возрастных периодах — имеет наименьшую меру смертности. Коэффициенты смертности Москвы для периодов 20—24 и 25—29 лет меньше, чем в Петербурге, а в других же возрастах они больше. Во всех семи больших городах интенсивность смертности мужчин в течение 40 лет трудовой жизни человека значительно больше, чем у женщин. Мера мужской избыточной смертности лежит между 20 и 30%: в Киеве (20,8%), Саратове (24,8%), Харькове (26%) и Москве (28,1%); в Одессе она достигает 34,6%, в Риге—34,9%, а в Петербурге—41,5%.

Таблица LXXXIV. Средняя продолжительность предстоящей жизни (e_x). Мужской пол
Table LXXXIV. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$). Sexe masculin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0	25,36	23,05	28,71	32,67	32,69	24,21	33,17	0
1	36,82	39,46	43,81	42,78	46,23	39,29	44,20	1
2	41,55	44,06	46,25	46,57	48,91	43,58	47,98	2
3	43,49	45,87	46,97	47,93	49,53	45,25	49,44	3
4	44,13	46,68	47,03	48,27	49,77	45,84	50,30	4
5	44,29	46,79	46,82	48,34	49,57	45,53	50,64	5
10	42,05	44,50	43,75	45,94	46,27	43,29	48,94	10
15	38,48	40,28	39,82	42,04	42,00	39,28	44,94	15
25	31,74	32,33	31,80	34,29	33,87	31,73	37,18	25
35	24,93	25,13	24,71	27,13	27,06	25,48	29,63	35
45	18,93	18,39	18,76	20,97	21,01	19,71	22,86	45
55	13,68	12,61	13,23	15,51	15,87	13,88	16,83	55
65	9,48	8,29	9,34	11,15	11,85	9,28	11,43	65
75	6,32	5,16	4,05	7,57	9,36	5,80	7,63	75
85	3,84	3,57	2,03	6,20	8,09	3,97	7,19	85
95	—	—	—	7,75	3,00	3,00	8,19	95
105	—	—	—	2,00	—	—	3,00	105

Приведем добавочную характеристику смертности изучаемых городов на основании чисел средней продолжительности жизни. Мини-

Таблица LXXXV. Средняя продолжительность предстоящей жизни ($\mathring{e}_x$). Женский пол
Table LXXXV. Espérance de vie ($\mathring{e}_x$). Sexe féminin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0	31,45	26,72	32,62	37,40	36,08	29,44	38,71	0
1	43,10	43,47	47,89	48,15	49,46	43,82	48,92	1
2	48,25	48,29	50,33	51,83	52,63	48,02	53,38	2
3	50,15	50,08	50,67	53,29	53,11	49,77	54,91	3
4	51,08	50,83	50,79	53,68	53,47	50,11	55,68	4
5	51,44	50,92	50,63	53,88	53,20	50,11	55,95	5
10	49,46	48,93	47,40	51,59	49,94	47,60	53,77	10
15	45,76	44,79	43,22	47,84	45,71	43,68	49,90	15
25	38,46	36,95	35,71	40,77	38,29	36,48	41,91	25
35	31,28	29,50	28,88	33,56	31,45	29,90	34,39	35
45	24,20	22,48	22,04	26,27	25,03	23,32	27,01	45
55	17,56	16,00	16,34	19,78	18,81	16,86	19,75	55
65	13,08	10,68	10,81	14,51	12,94	11,23	13,28	65
75	7,61	6,40	6,72	11,13	9,09	6,48	8,29	75
85	4,72	3,31	4,89	6,89	8,44	3,11	6,34	85
95	4,80	—	5,45	8,61	3,00	3,00	6,68	95
105	2,00	—	2,00	3,00	—	—	3,00	105

мальную величину имеет новорожденный мальчик в Москве (всего 23,05 года), в Саратове (24,21) и Петербурге (25,36), а максимальную — в Риге (33,17 года), Харькове (32,69) и Одессе (32,67); Киев занимает среднее место (28,71 года). Максимальная разница достигает очень большой величины — она превосходит 10 лет. Приняв продолжительность жизни новорожденного мальчика в Риге за 100, получим числа, характеризующие общее укорочение жизнеспособности организма в других больших городах. В Харькове и Одессе средняя продолжительность жизни лишь весьма незначительно отличается от Риги (1,4 и 1,5%); максимальные различия находим в Москве и Петербурге (30,5 и 23,5%), в то время как Киев и Саратов имеют промежуточные значения (13,4 и 17%). По окончании специфической детской смертности находим уже несколько иную картину. Даже абсолютные величины различий для разных городов делаются значительно меньшими. Максимальная продолжительность жизни имеет место и в Риге, а минимальная — в Петербурге, Саратове и Киеве.

Наиболее выразительную характеристику различий средней продолжительности жизни у мужчин и женщин получим путем нахождения абсолютных чисел разницы между величинами для обоих полов. Минимальные различия у новорожденных имеют место для Харькова (3,39 года), Москвы (3,67) и Киева (3,91), а максимальные для Петербурга (6,09), Риги (5,54), отчасти Саратова (5,23); Одесса занимает среднее место. Иную картину будем иметь, если вычислить, какой процент составляют величины продолжительности жизни мальчиков по отношению к числам для девочек. Максимальные различия находим в Петербурге и Харькове (80,6 и 90,6%). Эти города, правда, являются как раз крайними с точки зрения расхождения их абсолютных чисел средней продолжительности жизни у мальчиков и девочек; однако в остальных

случаях наблюдается пестрая картина. У десятилетних мальчиков и девочек различия достигают бо́льшей величины, чем у новорожденных, в Петербурге, Москве, Одессе и Харькове, в остальных же городах они меньше. Зависит это от отмеченных нами выше своеобразий смертности в разных возрастных периодах.

Таблица LXXXVI. Продолжительность трудовой жизни в больших городах Е. России и Украины

Table LXXXVI. Espérance de vie d'une population en état de travailler dans les grandes villes de la Russie d'Europe et de l'Ukraine

		Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga
a		1	2	3	4	5	6	7
Мужской пол	Sexe masculin	14,09	13,98	17,47	19,60	19,63	14,53	19,89
Женский пол	Sexe féminin	18,57	16,13	19,69	21,88	21,41	17,54	22,97

По временам очень большие расхождения находим в числах отсроченной временной продолжительности трудовой жизни поколений новорожденных мальчиков в изучаемых больших городах.

Наименьшее количество лет в рабочих возрастах можно было ожидать у новорожденного мальчика в Москве (меньше 14 лет), а максимальное—в Риге (19,89 года), Харькове (19,63) и Одессе (19,6). Таким образом, мужское поколение в условиях смертности 1896—1897 гг. в Риге давало почти на 6 лет больше трудовой жизни, чем в Москве. Мужская трудовая жизнь в Харькове была короче на 1,3%, чем в Риге, в Одессе — на 1,5%, в Киеве — на 12,2%, в Петербурге — на 24,6%, в Саратове — на 26,9%, а в Москве — на 29,7%. Абсолютные различия для новорожденных девочек еще больше. В Москве можно было ожидать средней продолжительности жизни женщин в производственных возрастах 16,13 года, а в Риге — 22,97 года, так что максимальная разница немногим меньше 7 лет. Величины для Одессы, Харькова и Киева несколько более отличаются от городов с максимальной продолжительностью трудовой жизни женского пола по сравнению с мужским. В Петербурге и Саратове это различие меньше, а в Москве имеет место почти полное равенство. Трудовая жизнь женщин в Одессе составляет 95,3% числа для Риги, в Харькове — 93,2%, Киеве — 85,7%, Петербурге — 80,8%, Саратове — 76,5%, в Москве — 70,2%.

Хотя во всех городах продолжительность трудовой жизни женщин выше, чем у мужчин, но отношения между ними далеко не одинаковы. Приняв величину для женщин за 100, получим такие своеобразные числа для мужчин: в Петербурге — 80,7%, Москве—86,7%, Киеве—88,7%, Одессе—89,6%, Харькове—91,7%, Саратове—82,8% и Риге—86,6%.

Рассмотрим теперь интенсивность смертности в пожилых и старческих возрастах, для чего сравним величины средней продолжительности жизни 60-летних, вычисленные как средние арифметические двух смежных значений. Наименьшая интенсивность смертности 60-летних имела место в Риге, где средняя продолжительность их жизни доходила до 14,13 года, а наибольшая — в Москве (10,45 года). Сравнительно бо́льшую продолжительность жизни находим также в Харькове и Одессе, где величины меньше, чем для Риги, всего на 1,9 и 5,7%. Разница велика в Саратове (18%), Петербурге (18,2%) и в Ки-

еве (20,1%), особенно же значительна она в Москве (26%). Далеко не такие соотношения продолжительности жизни находим у пожилых и старых женщин. Максимальную величину ее имеет уже Одесса (17,145 года), а минимальную по-прежнему Москва (13,34 года), вообще же здесь соотношения не те, что у мужчин. Продолжительность жизни 60-летней женщины в Риге составляла 96,3% числа для Одессы, в Харькове—92,6%, Петербурге—89,4%, Саратове—81,9%, Киеве—79,2% и в Москве—77,8%. Наиболее благоприятны меры смертности у лиц старше 60 лет в Харькове и Риге, где продолжительность жизни равна 87,3 и 85,6% величин для женщин старше 60 лет, а наименее благоприятны в Петербурге (75,4%), Одессе (77,7%) и в Москве (78,3%). Киев (83,1%) и Саратов (82,4%) занимают среднее место.

Остается охарактеризовать стационарное население больших городов. Общие числа стационарного, постоянно живущего, населения пропорциональны числам средней продолжительности жизни для новорожденных. Мальчиков до 10 лет в условиях смертности 1896 — 1897 гг. больше всего насчитывалось бы среди стационарного населения Петербурга (21,48%), Москвы (20,97%) и Саратова (20,83%), а меньше всего — в Риге (18,76%) и Харькове (18,99%). С другой стороны, мужчины 65 лет и старше составляли бы наибольший процент в Риге (8,56%), Одессе (7,14%) и Харькове (7,53%); их было бы несравненно меньше среди стационарного населения Москвы (4,67%) и Петербурга (5,23%). Среди женского стационарного населения вследствие того, что у женщин наблюдается не такое непропорциональное вымирание взрослых, как у мужчин, дети, естественно, составляют несколько меньший процент, а пожилые и старые женщины бо́льший.

Сравним теоретически безукоризненную меру общей смертности населения — коэффициент стационарного населения и общие цифры (коэффициенты) смертности.

Внимательно рассматривая приведенные числа, приходим к выводу, что даже для одних больших городов обычная мера общей смертности —

Таблица LXXXVII. Коэффициенты смертности для больших городов Е. России и Украины

Table LXXXVII. Taux de mortalité pour les grandes villes de la Russie d'Europe et de l'Ukraine

		Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga
a		1	2	3	4	5	6	7
Мужской пол Sexe masculin	Общие коэффициенты Taux bruts	0,02593	0,02673	0,02491	0,02396	0,02447	0,03830	0,02395
	Коэффициенты стационарного населения Taux de la population stationnaire	0,03929	0,04338	0,03483	0,03069	0,03059	0,04131	0,03015
Женский пол Sexe féminin	Общие коэффициенты Taux bruts	0,02439	0,02910	0,02475	0,02230	0,02351	0,03334	0,02173
	Коэффициенты стационарного населения Taux de la population stationnaire	0,03180	0,03743	0,03072	0,02665	0,02772	0,03397	0,02583

Таблица LXXXVIII. Стационарное население (L_x). Мужской пол
Table LXXXVIII. Population stationnaire (L_x). Sexe masculin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0—1	77 831	71 085	75 876	82 959	79 321	73 167	82 127	0—1
1—2	62 200	53 068	61 466	70 651	66 417	56 164	69 582	1—2
2—3	55 731	48 009	58 045	65 232	62 817	51 045	64 347	2—3
3—4	52 818	45 613	56 334	62 730	61 019	48 660	61 570	3—4
4—5	51 159	44 196	55 233	61 180	59 778	47 451	59 631	4—5
0—4	299 739	261 971	306 954	342 752	329 352	276 487	337 257	0—4
5—9	244 628	221 538	268 130	293 783	291 317	228 375	284 782	5—9
10—14	232 658	202 845	259 102	281 560	283 797	218 670	272 450	10—14
15—24	434 385	390 865	497 715	540 095	549 285	417 562	524 670	15—24
25—34	394 725	362 065	460 083	500 825	508 838	378 162	492 285	25—34
35—44	341 185	328 885	398 878	441 998	445 305	322 985	446 532	35—44
45—54	270 283	256 325	317 123	361 385	360 705	260 373	380 663	45—54
55—64	184 415	173 220	213 620	260 518	257 040	184 278	294 288	55—64
65—74	96 228	83 360	117 095	152 793	148 437	98 373	184 765	65—74
75—84	32 081	21 713	31 209	60 948	64 291	30 714	73 716	75—84
85—94	4 245	2 165	1 441	14 732	25 364	3 666	18 938	85—94
95 и старше et plus	—	430	—	4 185	4 842	1 128	6 746	95 и старше et plus
Всего Total	2 534 572	2 305 382	2 871 350	3 255 574	3 268 573	2 420 773	3 317 092	Всего Total

Таблица LXXXIX. Распределение стационарного населения по возрасту. Мужской пол
Table LXXXIX. Répartition de la population stationnaire par âge. Sexe masculin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0—4	11,83	11,36	10,69	10,53	10,08	11,42	10,17	0—4
5—9	9,65	9,61	9,34	9,03	8,91	9,43	8,59	5—9
10—14	9,18	8,80	9,03	8,65	8,68	9,03	8,21	10—14
15—24	17,14	16,95	17,33	16,59	16,81	17,25	15,82	15—24
25—34	15,57	15,71	16,02	15,38	15,57	15,62	14,84	25—34
35—44	13,46	14,27	13,89	13,58	13,62	13,34	13,46	35—44
45—54	10,66	11,12	11,04	11,10	11,04	10,76	11,48	45—54
55—64	7,28	7,51	7,44	8,00	7,86	7,61	8,87	55—64
65—74	3,80	3,62	4,08	4,69	4,54	4,07	5,57	65—74
75—84	1,26	0,94	1,09	1,87	1,97	1,27	2,22	75—84
85 и старше et plus	0,17	0,11	0,05	0,58	0,92	0,20	0,77	85 и старше et plus
Всего Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	Всего Total

Таблица XC. Стационарное население (L_x). Женский пол
Table XC. Population stationnaire (L_x). Sexe féminin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0—1	80 741	73 185	77 659	83 950	80 868	76 945	84 931	0—1
1—2	66 623	56 213	64 235	72 531	68 505	61 918	73 470	1—2
2—3	60 355	51 199	61 170	67 559	64 802	56 818	67 957	2—3
3—4	57 480	48 902	59 703	65 133	63 088	54 489	65 324	3—4
4—5	55 649	47 537	58 559	63 580	61 857	53 228	63 558	4—5
0—4	320 848	277 036	321 326	352 753	339 120	303 398	355 240	0—4
5—9	265 264	228 263	285 217	306 483	302 087	256 915	306 300	5—9
10—14	255 238	219 408	277 580	294 875	294 637	247 438	295 202	10—14
15—24	487 743	423 505	533 185	564 923	566 975	472 425	571 407	15—24
25—34	453 725	396 995	492 090	527 778	525 620	433 460	541 233	25—34
35—44	413 603	360 988	440 570	485 960	471 815	386 255	502 185	35—44
45—54	362 468	311 620	371 085	430 883	406 742	332 135	454 115	45—54
55—64	288 898	240 338	282 778	349 170	328 633	261 655	385 880	55—64
65—74	190 500	147 774	175 640	238 033	222 015	169 765	278 460	65—74
75—84	85 396	57 165	67 098	134 740	102 070	69 938	134 080	75—84
85—94	19 231	7 524	13 099	49 335	39 963	10 150	37 043	85—94
95 и старше et plus	2 386	1 336	2 010	14 322	7 992	336	9 746	95 и старше et plus
Всего Total	3 145 300	2 671 952	3 261 678	3 749 255	3 607 669	2 943 870	3 870 891	Всего Total

Таблица XCI. Распределение стационарного населения по возрасту. Женский пол
Table XCI. Répartition de la population stationnaire par âge. Sexe féminin

Возраст Age	Петербург Pétersbourg	Москва Moscou	Киев Kiev	Одесса Odessa	Харьков Kharkov	Саратов Saratov	Рига Riga	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	a
0—4	10,20	10,37	9,85	9,41	9,40	10,31	9,18	0—4
5—9	8,43	8,54	8,74	8,17	8,37	8,73	7,91	5—9
10—14	8,11	8,21	8,51	7,87	8,17	8,40	7,63	10—14
15—24	15,51	15,85	16,35	15,07	15,72	16,05	14,76	15—24
25—34	14,43	14,86	15,09	14,08	14,57	14,72	13,98	25—34
35—44	13,15	13,51	13,51	12,96	13,08	13,12	12,97	35—44
45—54	11,52	11,66	11,38	11,49	11,27	11,28	11,73	45—54
55—64	9,19	9,00	8,67	9,31	9,11	8,89	9,97	55—64
65—74	6,06	5,53	5,38	6,35	6,15	5,77	7,20	65—74
75—84	2,71	2,14	2,06	3,59	2,83	2,37	3,46	75—84
85 и старше et plus	0,69	0,33	0,46	1,70	1,33	0,36	1,21	85 и старше et plus
Всего Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	Всего Total

ее общие коэффициенты — может привести к неправильным выводам о сравнительной интенсивности смертности. Так, для женщин общий коэффициент смертности в Киеве несколько больше, чем в Петербурге, а коэффициент стационарного населения меньше его. То же, но в еще большей мере имеет место для мужского пола в Саратове, Москве и т. д.

Общая смертность мужского пола по сравнению с женским, измеряемая при помощи коэффициента стационарного населения, больше всего в Петербурге (123,6%) и Саратове (121,6%), а ниже всего в Харькове (110,4%) и Киеве (113,4%). В Одессе (115,2%), Москве (115,9%) и Риге расхождения также сравнительно невелики.

ГЛАВА V

ЭВОЛЮЦИЯ СМЕРТНОСТИ В ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ И НА УКРАИНЕ

1. Общая характеристика эволюции смертности в Европейской России и на Украине

Предварительные замечания. Обзор литературы

До сих пор нами охарактеризованы некоторые стороны проблемы смертности во всей Европейской России и на Украине путем анализа данных полных или суммарных таблиц смертности. Только они представляют собой теоретически безукоризненный способ изучения, в то время как всем прочим присущи бóльшие или меньшие дефекты [106]. Однако лишь немногие страны могут похвалиться наличием у них значительного количества серий таблиц смертности, освещающих смертность населения за более или менее продолжительный промежуток времени. До 1928 г. для России имеются три серии таблиц смертности, которые построены с таким соблюдением теоретических требований и критическим отношением к первичным статистическим материалам, что они могли бы служить для сравнения. Таблицы смертности В. И. Борткевича вычислены на основании смертных случаев православного населения 50 губерний Европейской России за 1874—1888 гг., Л. Бессера и К. М. Баллода — для православного населения всей России за 1867—1890 гг. и С. А. Новосельского — для общего населения Европейской России. Вряд ли сравнение результатов этих вычислений может иметь большое научное значение при освещении вопроса о динамике русской смертности во времени. В первую очередь отпадают как сравнительный материал таблицы Л. Бессера и К. М. Баллода, ибо они относятся не к той же территории, что таблицы С. А. Новосельского.

Большие и вполне обоснованные сомнения вызывает, однако, и сравнение таблиц В. И. Борткевича с таблицами С. А. Новосельского не столько с точки зрения различия методов их построения, сколько потому, что православное население Европейской России имело бóльшую смертность, чем иноверческое. Вследствие этого мы от таких сравнений воздерживаемся. Только протекание смертности грудных детей можно проследить для довольно длительного периода времени. В других случаях приходится ограничиваться сравнением данных, полученных путем обращения к гипотетическим исчислениям, а также установлением динамики общей смертности во времени при помощи мало удовлетворительного способа — общих коэффициентов смертности для Европейской России и Украины.

---

[106] О теоретическом значении таблиц смертности как метода изучения ее см. выше, а также дискуссию в «Journal of the Royal Statistical Society», vol LXXXV, part IV (1922), стр. 537—560.

Общие коэффициенты являются несовершенным мерилом, так как величины их в значительной степени зависят от фактического состава населения по возрасту. Состав этот в пределах целой страны при нормальных условиях для короткого промежутка времени меняется медленно. Поэтому сравнение общих коэффициентов смертности для всей страны и для сравнительно короткого времени, в общем, удовлетворительным образом характеризует динамику общей смертности не только с точки зрения установления факта ее роста или падения, но довольно точно устанавливает также количественную сторону процессов смертности.

Общий коэффициент и теоретически точное мерило общей смертности населения — коэффициент стационарного населения — у разных народов неодинаковы. Вряд ли будет ошибочно, однако, положение, что динамика смертности у одного и того же населения на протяжении сравнительно непродолжительного времени, при отсутствии чрезвычайных событий (война, эпидемии и т. п.), характеризуется, в общем, правильно путем сопоставления общих коэффициентов. Другими словами, числовое отношение коэффициента стационарного населения за последующий период времени к мере за предыдущий примерно такое же, как и общих коэффициентов.

С другой стороны, наш известный исследователь населения России С. А. Новосельский сделал нечто большее для изучения динамики смертности в ней. Факт, устанавливающий падение или рост интенсивности смертности, весьма значителен сам по себе. Значительно интереснее, однако, найти причины этого явления, причем шагом в этом направлении служит вычисление специальных коэффициентов смертности для отдельных возрастных периодов. Если у данной страны имеется надлежаще организованная и достаточно достоверная статистика причин смерти по возрастам, тогда можно дать теоретически законченную картину этого чрезвычайно важного социального явления. С. А. Новосельский путем надлежащей разработки материалов переписи 1897 г. в сочетании с данными текущей статистики, несмотря на отсутствие новой переписи, дал, правда, только приблизительную картину смертности в 1907—1908 гг.[107]. Значительно больше сделано для изучения детской смертности и притом не только для грудных детей. В частности, у С. А. Новосельского находим коэффициенты детской смертности для 0—1, 1—2, 2—3, 3—4 и 4—5 лет по отдельным вероисповеданиям, с одной стороны, и для главных городов, прочих городов и сельского населения — с другой[108].

При отсутствии регулярных переписей есть все же одна возрастная группа мужчин, которую устанавливают ежегодно с возможной для практических целей степенью точности,— это молодые люди призывного возраста. Мерила выживаемости до призывного возраста для отдельных губерний России и для всей страны в целом (для 1908—1909 гг.), представляющие собой своеобразную часть таблицы смертности, были также предметом исследования С. А. Новосельского[109]. Таким образом, благодаря его трудам мы располагаем

[107] С. А. Новосельский, Смертность и продолжительность жизни в России, 1916, стр. 181—186.

[108] С. А. Новосельский, Обзор главнейших данных по демографии и санитарной статистике России, «Календарь для врачей на 1916 г.» под ред. П. Булатова, ч. II, стр. 67. См. также его более раннюю работу «Статистический материал по вопросу о высокой смертности в России», «Вестник общественной гигиены» № 1, 1908, стр. 19—32; № 2, стр. 46—58.

[109] С. А. Новосельский, Выживаемость допризывного возраста в России, «Общественный врач» № 7, 1916, стр. 418—428. В дальнейшем цитируем по отдельному оттиску этой статьи.

некоторым материалом, который может охарактеризовать динамику смертности в России в отдельных возрастных периодах.

Наши суммарные таблицы смертности немного могут добавить при изучении этого вопроса. Л. Бессер и К. М. Баллод вычислили в свое время [110] таблицы смертности для Прибалтийского края, построенные на основании данных переписи 29 декабря 1881 г. и смертных случаев за 1880—1883 гг.; мы, со своей стороны, вычислили таблицы для трех Прибалтийских губерний на основании переписи 1897 г. и смертных случаев за 1896—1897 гг. Они помогут несколько разобраться в вопросе об эволюции смертности в разных возрастных периодах среди общего населения до конца XIX в. Остальные суммарные таблицы смертности вычислены для четырех важнейших больших городов России и Украины, и потому они характеризуют динамику смертности только в них.

Наряду с общим улучшением экономических и санитарно-гигиенических условий жизни в больших городах каждый из них имел свои отличительные черты (призрение детей, водоснабжение, канализация и т. д.), влияние которых по временам могло даже так или иначе затушевывать действие общих факторов. Трудно поэтому безоговорочно судить о динамике смертности в разных возрастных периодах всех больших городов России и Украины по четырем из них, в отношении которых мы располагаем статистическими данными.

Таблица XCII. Коэффициенты смертности для Е. России и Украины
Table XCII. Taux de mortalité pour la Russie d'Europe et l'Ukraine

Годы Années	Коэффициенты смертности на 1000 Taux de mortalité pour 1000		Годы Années	Коэффициенты смертности на 1000 Taux de mortalité pour 1000			
	Е. Россия Russie d'Europe оба пола les deux sexes	Украина Ukraine оба пола les deux sexes		Е. Россия Russie d'Europe оба пола les deux sexes	Украина Ukraine		
					мужской пол sexe masculin	женский пол sexe féminin	оба пола les deux sexes
a	1	2	a	1	2	3	4
1867—1870	37,5	32,0	1891—1895	36,2	32,8	30,7	31,7
1871—1875	37,1	35,7	1896—1900	32,1	28,6	26,5	27,6
1876—1880	35,7	31,9	1901—1905	31,0	27,1	25,1	26,1
1881—1885	36,4	32,5	1906—1910	29,5	27,2	24,9	26,1
1886—1890	34,5	31,6	1911—1914	27,1	24,0	21,3	22,7

Характеристика эволюции смертности в Европейской России на основании общих коэффициентов

Рассмотрим в первую очередь общий ход эволюции смертности в России и на Украине за возможно продолжительный промежуток времени. Общие коэффициенты смертности по Европейской России (без Киргизской и Калмыцкой степи Астраханской губернии) для обоих полов мы берем у С. А. Новосельского [111]. Числа населения для отдельных годов вычислены на основании данных переписи 1897 г., полицейских сведений о населении и данных о естественном приросте. В связи с приблизительным характером полученных таким путем сведений о населении

[110] «Смертность, возрастной состав и долговечность православного народонаселения обоего пола в России за 1851—1890 годы», «Записки Академии наук» № 5, VIII серия, т. I, Спб., 1897.

[111] С. А. Новосельский, Обзор главнейших данных.., стр. 36.

Таблица XCIII. Общие коэффициенты смертности на 1000 для Е. России и Украины
Table XCIII. Taux bruts de mortalité pour 1000. Russie d'Europe et l'Ukraine

Годы Années	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine	Годы Années	Е. Россия Russie d'Europe	Украина Ukraine		
	оба пола les deux sexes	оба пола les deux sexes		оба пола les deux sexes	мужской пол sexe masculin	женский пол sexe féminin	оба пола les deux sexes
a	1	2	a	1	2	3	4
1867	36,8	32,7	1891	35,8	32,8	31,1	31,9
1868	39,7	34,2	1892	41,0	35,1	33,1	34,1
1869	38,3	30,7	1893	34,4	30,4	28,4	29,4
1870	35,0	30,6	1894	34,3	31,5	29,2	30,3
1871	37,9	32,4	1895	35,5	34,2	31,6	32,9
1872	41,2	47,4	1896	33,3	29,3	27,1	28,2
1873	36,5	34,8	1897	31,7	28,0	26,2	27,1
1874	35,2	34,0	1898	33,2	28,5	26,3	27,4
1875	34,6	30,4	1899	31,2	29,8	27,7	28,7
1876	34,9	28,1	1900	31,1	27,4	25,3	26,4
1877	34,4	31,5	1901	32,1	26,8	24,8	25,8
1878	38,2	35,2	1902	31,5	27,0	25,6	26,3
1879	34,8	33,0	1903	30,0	26,0	24,1	25,1
1880	36,1	31,6	1904	29,9	26,5	24,4	25,5
1881	34,1	31,6	1905	31,7	29,0	26,7	27,8
1882	40,4	38,0	1906	29,9	27,0	25,1	26,1
1883	37,5	33,5	1907	28,4	25,9	23,7	24,8
1884	34,4	28,8	1908	28,3	25,4	23,1	24,2
1885	35,8	31,1	1909	29,5	27,4	24,6	26,0
1886	33,2	30,6	1910	31,5	30,4	27,8	29,1
1887	33,8	30,7	1911	27,4	23,9	21,5	22,7
1888	33,4	31,0	1912	26,5	22,7	20,2	21,5
1889	35,5	32,1	1913	27,4	24,8	22,0	23,4
1890	36,7	33,2	1914	—	24,4	21,6	23,0

очевидно, что и все приводимые коэффициенты не могут претендовать на абсолютную точность.

Общие коэффициенты смертности за 1891—1914 гг. для мужчин, женщин и лиц обоего поля девяти губерний Украины позаимствованы нами из статьи П. И. Пустохода[112]. Они вычислены точнее, чем для Европейской России. Население на середину года было установлено на основании данных переписи 1897 г. и сведений о естественном приросте (по полугодиям) с поправкой на переселение за Урал[113].

[112] «Демографічні особливості людності України», «Демографічний збірник» Демографического института Украинской Академии наук, Киев, 1926, стр. 61.

[113] В этой работе мы вследствие недостаточности статистических данных не характеризуем смертность послереволюционную. См. для Украины интересные опыты А. П. Хоменко: 1) «До питання про сучасний рівень загальної смертності на Україні», Харків, 1925 и 2) «К вопросу об эволюции смертности на Украине», «Профилактическая медицина», 1926, а также тексты его и Ю. А. Корчака-Чепурковского к изданиям ЦСУ Украины по естественному движению населения (в городах и вообще). Из последних работ особенно обстоятелен текст к движению населения в 1924 г., написанный Ю. А. Корчаком-Чепурковским. См. также статью его «Природний рух людності УРСР у 1927 р.», «Вісник Статистики України», ч. I, Харків, 1928.

Научный сотрудник Демографического института М. Н. Трацевский получил в Киевском и Харьковском окрстатбюро соответствующие материалы и исчислил публикуемые нами таблицы смертности для Киева и Одессы. Вероятности умереть для детей до 3 лет получены так же, как в других таблицах до 5 лет, а дальше исчисления велись по нашему методу, охарактеризованному в главе II.

По поводу приведенных чисел можно сказать следующее. Смертность в России была чрезвычайной, когда общие коэффициенты доходили или превышали 4%. Это наблюдалось только в годы больших эпидемий (1872, 1882 и 1892 гг., отчасти 1868 г.) и притом только для Европейской России в целом. Эпидемия 1892 г. унесла 4,1% ее населения, в девяти губерниях Украины коэффициент смертности составлял всего 3,4%.

Если исключить годы больших эпидемий, то различия в мерах смертности Европейской России до середины 90-х годов будут сравнительно невелики. Говорить о вполне определенной эволюции смертности в смысле ее систематического падения не приходится. Не то наблюдается начиная с этого времени. Даже без 1892 г. средний коэффициент за период 1891—1895 гг. доходит до 35‰, в то время как величина его для предыдущего пятилетия всего 34,5‰. Начиная с 1896 г. ни в одном году в Европейской России не находим величину коэффициента, достигающую 34‰; в пятилетии 1901—1905 гг. встречаем уже год (1904) с мерой смертности меньше 3%, а в 1901—1910 гг. лишь 1910 эпидемический год имеет коэффициент, равный 31,5‰. Таким образом, начиная со второй половины 90-х годов для всей Европейской России наблюдается вполне определенная тенденция к падению смертности.

Приняв средний коэффициент для пятилетия 1891—1895 гг. за 100, получим такие числа, характеризующие падение смертности в России: для 1896—1900 гг. — 88,7%, для 1901—1905 гг. — 85,6%, для 1906—1910 гг.— 81,5% и для 1911—1913 гг.— 74,9%. Темп падения в 1896—1900 гг. представляется бо́льшим отчасти вследствие того, что в первое пятилетие 90-х годов входит один эпидемический год (1892). За 15—20 лет смертность во всей Европейской России понизилась более чем на четверть.

На основании анализа общих коэффициентов смертности и рождаемости для обоих полов в Европейской России с 1867 по 1912 г. и мер смертности грудных детей с 1883 по 1907 г. С. А. Новосельский сделал такие выводы:

«1) Смертность и рождаемость в России за последние 25 лет понижаются, причем вначале понижение смертности происходило быстрее понижения рождаемости, за последние же годы падение рождаемости начинает опережать падение смертности.

2) Смертность обнаруживает понижение как в грудном возрасте, до 1 года, так и в возрастах выше 1 года, причем понижение смертности в грудном возрасте происходит медленнее понижения в возрастах старше 1 года.

3) Одной из главных непосредственных причин понижения смертности является понижение смертности от острозаразных болезней.

4) Главной общей причиной понижения смертности следует признать повышение культурного уровня населения» [114].

Характеристика эволюции смертности на Украине на основании общих коэффициентов

Коэффициенты смертности девяти губерний Украины значительно меньше, чем во всей Европейской России. В них также выявляется подобная эволюция смертности, с той только разницей, что величины коэффициентов (обоих полов) для пятилетий 1901—1905 и 1906—1910 гг. равны. Объясняется это отчасти тем обстоятельством, что во второй период входит эпидемический 1910 г., без которого имело бы место, правда,

[114] С. А. Новосельский, К вопросу о понижении смертности и рождаемости в России, «Вестник Общественной Гигиены», март 1914 г., стр. 16 отдельного оттиска.

сравнительно небольшое уменьшение смертности (с 26,1 до 25,3‰). Характер падения смертности на Украине в свете общих коэффициентов несколько иной, чем во всей Европейской России. Величина его для обоих полов в 1896—1900 гг. равна 87,1% числа для предыдущего пятилетия, для 1901—1910 гг.— 82,3%, для 1911—1914 гг.—71,6%. Общее падение смертности за 15—20 лет на Украине несколько больше, чем во всей Европейской России; оно немногим не достигает 30%.

Наши числа для Украины позволяют проследить эволюцию смертности для каждого пола в отдельности. Мужчины, естественно, имеют больший коэффициент смертности, чем женщины, но при этом и самый рост падения его несколько различен для обоих полов. Так, смертность мужчин в пятилетие 1896—1900 гг. упала по сравнению с предыдущим на 12,8%, а у женщин — на 13,7%, за 1901—1905 гг.— на 17,4 и 18,2%, за 1906—1910 гг.— на 17,1 и 18,9% и за 1911—1914 гг.— на 26,8 и 30,6%. В конечном итоге получается, что коэффициент смертности на Украине для мужчин в 1891—1895 гг. составлял 106,8% меры для женщин, а в 1911—1914 гг.— 112,7%, т. е. мера избыточной общей смертности мужчин почти удвоилась. Улучшение экономических и социально-гигиенических условий существования на Украине привело, таким образом, к непропорционально большому спаду смертности женского пола по сравнению с мужским. Этого в сущности следовало наперед ожидать, в частности, хотя бы потому, что женская смертность на Украине, как показано было выше, в главах I и IV, в конце XIX в. была непропорционально велика. При таком положении, при прочих равных условиях, следует скорее ожидать большего влияния социального прогресса на повышение жизнеспособности женского организма, чем мужского.

Коэффициент стационарного населения обоего пола в Европейской России по таблицам смертности для 1896—1897 гг. равен 0,30921, а для Украины — 0,27533. Интенсивность общей смертности в России превосходит меру для Украины на 12,3%, в то время как обычный коэффициент за 1896—1900 гг. больше на 16,3%. Мера смертности за последний предвоенный период в России превосходит число для Украины уже на 19,4%. Это показывает, что падение общей смертности на Украине проходило быстрее, чем во всей России[115].

Характерные черты эволюции смертности в Швеции и Пруссии

Экономический и социально-гигиенический прогресс далеко не в одинаковой мере отражается на разных возрастных периодах жизни человека. В нашем распоряжении имеются очень скудные материалы по этому вопросу для России и Украины, и потому представляется целесообразным предварительно несколько осветить эту проблему на основании иностранной статистики. Швеция — единственная страна, о которой имеются статистические сведения начиная с середины XVIII в. Мы приводим весьма интересную таблицу о смертности для десятилетних периодов времени наблюдения и для десятилетних же возрастных периодов, заимствованную у Г. Майра[116].

Из этой таблицы явствует, что общая смертность не претерпела особо заметных изменений с 1751 до 1790 г. В течение десятилетия 1791—1800 гг. она падает, в следующем же периоде опять увеличивается примерно до прежней своей величины. Смертность детей до 10 лет при этом не только не выросла по сравнению с 1791—1800 гг., а даже

---

[115] О ходе смертности в отдельных губерниях Украины см. названную выше статью П. И. Пустохода.

[116] G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre, II. Band., Tübingen, 1922, стр. 387.

Таблица XCIV. Коэффициенты смертности для Швеции. 1750—1890 гг.
Table XCIV. Taux de mortalité pour la Suéde. 1750—1890

Периоды Périodes	Все возрасты Tous les âges	0—9	10—19	20—29	30—39	40—49	50—59	60 и старше et plus
a	1	2	3	4	5	6	7	8
1751—1760	27,4	53,5	6,4	8,7	11,5	16,5	24,2	72,1
1761—1770	27,7	55,2	6,5	8,8	11,8	16,8	24,5	76,5
1771—1780	28,9	57,2	8,4	10,4	13,2	18,1	26,3	80,0
1781—1790	27,7	53,9	7,7	10,0	12,8	17,2	24,3	77,6
1791—1800	25,4	48,8	5,3	7,6	10,3	15,3	23,5	78,6
1801—1810	27,9	46,8	7,3	9,9	12,6	17,7	29,9	88,3
1811—1820	25,8	46,8	5,9	8,6	11,9	16,8	27,4	80,1
1821—1830	23,6	38,7	4,7	7,8	11,3	16,4	25,7	76,9
1831—1840	22,8	35,8	4,8	8,0	11,9	16,9	26,8	80,0
1841—1850	20,6	34,4	4,6	6,7	9,9	14,5	23,6	73,6
1851—1860	21,7	38,2	5,5	7,2	10,0	14,3	23,4	71,0
1861—1870	20,2	35,1	4,5	6,4	9,3	12,0	20,3	68,8
1871—1880	18,3	31,7	4,4	6,7	8,2	10,7	17,0	60,9
1881—1890	16,9	26,8	4,3	6,1	7,1	9,5	15,1	54,6

упала. В общем, за 140 лет наблюдения коэффициент смертности для населения Швеции упал всего на 38,3%, мера детей 0—9 лет—на 49,9%, 10—19 лет — 32,8%, 20—29 лет — 29,9%, 30—39 лет — 38,3%, 40—49 лет — 42,4% и 50—59 лет — на 37,6%, для лиц старше 60 лет — на 24,3%. Наибольший прогресс находим, таким образом, для детских возрастов, а наименьший — для цветущего периода 20—29 лет и для стариков. Не следует, впрочем, упускать из виду, что главное и притом регулярное уменьшение интенсивности смертности падает на новое время — конец XIX и начало XX вв., сведения о котором Г. Майр не приводит.

Еще более поучительны числа для городского и сельского населения Пруссии, которые мы заимствуем у К. М. Баллода[117]. Они дают возможность выяснить основные моменты динамики смертности во времени и с точки зрения различия населенных мест и полов.

Эволюцию общей смертности характеризует средняя продолжительность жизни новорожденного, величина которой для мужчин и женщин в обоих видах населенных мест все время растет. Приняв числа для 1876—1880 гг. за 100, получим количественную характеристику эволюции общей смертности во времени. Десятилетие 1881—1890 гг. принесло увеличение продолжительности жизни новорожденного мальчика в городах всего на 2,6%, а в сельских местностях — только на 1%; число для новорожденной девочки в городах то же, что и для мальчиков, а в селах еще меньше (0,3%).

Таблицы смертности для последующих пятилетних периодов времени показывают довольно значительный рост величины средней продолжительности жизни новорожденных мальчиков в городах; этот рост значительно меньше в сельских местностях. Число для 1891—1895 гг. больше величины 1876—1880 гг. в городах Пруссии на 10,7%, а в сель-

[117] C. Ballod, Die Bevölkerungsbewegung der letzten Jahrzehnte in Preussen und in einigen anderen wichtigen Staaten Europas, «Zeitschrift d. Kön. Preussischen Statistischen Landesamt», Jahrgang 1914, стр. 252—253.

ских местностях — на 6,9%, для 1896—1900 гг.— на 17,2 и 12,3%, для 1901—1905 гг.— на 22,6 и 16,6% и для 1906—1910 гг.— на 31,6 и 23,3%.

Продолжительность жизни новорожденной девочки возрастала в несколько меньшей пропорции. Величина ее по таблицам для 1891—1895 гг. больше числа 1876—1880 гг. в городах на 10,2%, в сельских местностях — на 5,9%, для 1896—1900 гг.— на 17,2 и 12,1%, для 1901—1905 гг.— на 21,4 и 15,7% и для 1906—1910 гг.— на 29 и 22,2%.

Проследим теперь за динамикой интенсивности смертности в разных периодах жизни человека в городах и сельских местностях Пруссии. Числа новорожденных мальчиков и девочек, доживающих в городах Пруссии до 1 года, почти одинаковы по таблицам для 1876—1880 и 1881—1890 гг. Что касается сельских местностей, то позднейшее десятилетие принесло в них даже рост смертности грудных детей, ибо числа доживающих до 1 года в 1881—1890 гг. меньше, чем в 1876—1880 гг.

Небольшое падение общей смертности мужского пола в 1881—1890 гг. объясняется уменьшением смертности в рабочих возрастах, а в городах—отчасти тем же и уменьшением смертности в детских возрастах 1—9 лет. Некоторое падение смертности в рабочих возрастах имело место и у женщин в обоих видах населенных мест Пруссии.

Таблицы смертности для дальнейших пятилетних периодов времени наблюдения открывают весьма своеобразную картину эволюции детской смертности. Числа новорожденных мальчиков и девочек, доживших до 1 года, в городах Пруссии все время возрастают, причем улучшение в особенности заметно в XX в. В сельских местностях период 1891—1895 гг. приносит дальнейший, правда весьма небольшой, рост смертности грудных детей. Даже вторая половина 90-х годов хуже в этом отношении, чем период 1876—1880 гг. Лишь обе таблицы смертности для XX в. дают меньшие числа интенсивности детской смертности. В результате такой своеобразной эволюции получилось, что грудные дети в 1906—1910 гг. имели бо́льшую жизнеспособность в городах Пруссии, где вероятность умереть на первом году жизни меньше чисел для сельских местностей у мальчиков на 2%, а у девочек — на 3,2%. По таблице же смертности для 1876—1880 гг. смертность в городах значительно больше, чем в сельских местностях (у мальчиков — на 17,9%, а у девочек — даже на 19,5%).

Далеко не такую и притом тоже весьма своеобразную картину находим для эволюции смертности детей старше 1 года. Вероятность у мальчика, дожившего до 1 года, умереть до достижения 10 лет в городах Пруссии в 1876—1880 гг. (0,18896) больше, чем в ее сельских местностях (0,16817), на 12,4%, а у девочек—на 12,9% (0,18689 и 0,16547). Те же величины для 1906—1910 гг. у мальчиков и девочек в городах (0,08728 и 0,08437) на 11,6 и 9,8% больше, чем в сельских местностях (0,07824 и 0,07687). Таким образом, в результате 30-летней эволюции смертности интенсивность смертности детей 1—9 лет в городах Пруссии лишь на немного приблизилась к сельским местностям, оставаясь все же значительно больше последней, особенно у мальчиков.

Вероятность у мужчины, достигшего 20 лет, умереть до достижения 60 лет в городах Пруссии по таблицам для 1876—1880 гг. составляла 0,54656, а для 1906—1910 — 0,43213, так что эта величина на 20,9% меньше первой. Интенсивность смертности для мужчин во всех рабочих возрастах уменьшилась за 30 лет в сельских местностях Пруссии больше, чем в городах ее, на 25,7% (0,43130 и 0,32055). Интенсивность смертности женщин во всех трудовых возрастах 20—59 лет упала за 30 лет в городах с 0,41056 до 0,31770, т. е. на 22,6%, а в сельских местностях — на 27,4% (0,38942 и 0,28268).

Таблица XCV. Числа доживающих (l_x).
Table XCV. Nombres des survivants (l_x).

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin					
	1876—1880	1881—1890	1891—1895	1896—1900	1901—1905	1906—1910
a	1	2	3	4	5	6
	Города Villes					
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	75 571	75 589	76 353	77 071	79 086	82 088
10	61 291	61 896	65 067	67 952	70 678	74 923
20	58 656	59 364	62 569	65 672	68 361	72 525
60	26 597	28 390	32 272	34 983	37 222	41 185
	Сельские местности Localités rurales					
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	79 277	78 881	78 736	78 965	80 087	81 719
10	65 945	65 808	67 816	70 383	72 298	75 325
20	63 046	63 036	65 224	68 066	69 955	73 193
60	35 854	36 993	40 835	43 740	45 988	49 731

Таблица XCVI. Средняя продолжительность жизни ($\mathring{e}_x$). Пруссия (К. Баллод)
Table XCVI. Esperance de vie (e_x). Prusse (selon C. Ballod)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin						Женский пол Sexe féminin						Возраст Age
	1876—1880	1881—1890	1891—1895	1896—1900	1901—1905	1906—1910	1876—1880	1881—1890	1891—1895	1896—1900	1901—1905	1906—1910	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	a
	Города Villes						Города Villes						
0	33,96	34,84	37,59	39,79	41,65	44,69	38,41	39,39	42,33	45,00	46,64	49,55	0
1	43,83	44,99	48,14	50,54	51,59	53,38	47,60	48,89	51,95	54,91	55,65	57,28	1
10	44,50	45,43	47,09	48,03	48,48	49,28	48,09	50,06	51,37	52,80	52,88	53,35	10
20	36,26	37,14	38,75	39,50	39,93	40,72	40,93	41,96	43,11	44,30	44,43	44,79	20
60	11,92	12,04	12,20	12,33	12,18	12,21	13,67	13,84	13,93	14,35	14,30	14,29	60
	Сельские местности Localités rurales						Сельские местности Localités rurales						
0	38,92	39,29	41,59	43,70	45,39	47,98	41,35	41,49	43,80	46,35	47,86	50,51	0
1	48,02	48,74	51,74	54,27	55,61	57,65	49,15	49,60	52,42	55,41	56,55	58,76	1
10	48,21	48,91	50,69	51,61	52,37	53,36	49,39	49,81	51,22	52,78	53,35	54,47	10
20	40,18	40,84	42,48	43,18	43,94	44,75	41,41	41,85	43,10	44,40	44,99	45,85	20
60	12,61	12,78	13,24	13,53	13,76	13,90	12,99	13,11	13,42	13,89	14,20	14,36	60

На основании приведенных чисел можно сделать следующие выводы о сравнительной эволюции смертности мужчин и женщин в городах и сельских местностях Пруссии. Общая смертность мужского пола, имевшая место в 1876—1880 и 1906—1910 гг., измеряется коэффициентом смертности стационарного населения, равным единице, деленной на среднюю продолжительность жизни новорожденного. В городах Прус-

Пруссия (К. Баллод)
Prusse (selon C. Ballod)

Женский пол Sexe féminin						Возраст Age
1876—1880	1881—1890	1891—1895	1896—1900	1901—1905	1906—1910	
7	8	9	10	11	12	a
Города Villes						
100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
78 898	78 832	79 832	80 382	82 239	84 958	1
64 153	64 677	68 245	71 100	73 682	77 790	10
61 433	62 063	65 766	68 919	71 345	75 515	20
36 211	38 148	42 191	46 062	47 926	51 524	60
Сельские местности Localités rurales						
100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
82 347	81 905	81 882	82 084	83 072	84 454	1
68 721	68 477	70 814	73 290	75 057	77 962	10
65 734	65 497	68 041	70 863	72 583	75 825	20
40 136	40 880	44 497	48 580	50 523	54 391	60

сии она за 30 лет снизилась на 24% (0,02945 и 0,02238), в сельских же местностях значительно меньше — на 18,9% (0,02569 и 0,02084). Интенсивность смертности для грудных мальчиков за тот же период времени снизилась в городах немного больше, чем общая (26,7%), а в сельских местностях значительно меньше (всего на 11,8%).

Вероятность у мальчика, достигшего 1 года, умереть в течение девяти последующих лет его жизни за 30 лет уменьшилась более чем вдвое. Весьма любопытным представляется то, что процент падения этой вероятности почти одинаков в городах и сельских местностях (53,8 и 53,4%). Общее снижение смертности в сельских местностях значительно ниже, чем в городах, так как худшие санитарно-гигиенические условия свое особое влияние оказывают на детей среди сельского населения.

Как показано выше, падение смертности мужчин во всех рабочих возрастах 20—59 лет (20,9%) в городах Пруссии несколько меньше меры общего снижения ее, а в сельских местностях оно почти в 1,5 раза больше этой меры (25,7%). Коэффициент смертности для мужчин старше 60 лет в городах Пруссии снизился за 30 лет с 0,08389 до 0,08190, т. е. всего на 2,4%, в сельских же местностях это снижение больше — на 9,3% (0,07930 и 0,07194).

В общем, динамика смертности во времени принесла для городов Пруссии значительно лучшие показатели, чем для ее сельских местностей. Весьма значительное улучшение имело место лишь для детских возрастов 1—9 лет, особенно в сельских местностях. Довольно значительный прогресс наблюдался все же и для грудных мальчиков в городах. Очень повысилась жизнеспособность мужчин в рабочих возрастах в сельских местностях. Улучшение меньше всего коснулось старческих возрастов, особенно в городах, невелико оно также и для грудных мальчиков в селах.

Эволюция смертности женского пола дает несколько иную картину. Коэффициент стационарного населения для женщин снизился в городах за 30 лет на 22,5% (0,02603 и 0,02018), а в сельских местностях—

на 18,1% (0,02418 и 0,01980), т. е. в городах на 1,5%, а в селах — на 0,8% меньше, чем у мужского пола. Интенсивность смертности грудных девочек понизилась в городах на 28,7%, а в сельских местностях — на 11,9%, т. е. несколько больше, чем у мальчиков. В 1876—1880 гг. вероятность у грудного мальчика в городах Пруссии умереть была больше числа для девочки на 15,7%, а в 1906—1910 гг.— на 19,1%; соответствующие величины для сельских местностей составляли 17,4 и 17,6%. Вероятности умереть в течение последующих девяти лет детской жизни снизились на 54,9 и 53,5%, т. е. тоже немногим больше, чем у мальчиков. В результате этого мера смертности у мальчиков в городах с 101,1% повысилась до 103,4% числа для девочек, в сельских же местностях она почти не претерпела изменений (101,6 и 101,8%).

В городах Пруссии общий прогресс оказал, таким образом, большее влияние на жизнеспособность девочек, чем мальчиков, в сельских же местностях такой вполне определенной тенденции не наблюдалось. Жизнеспособность женщин в рабочих возрастах в городах Пруссии увеличилась почти в той же пропорции, что и общая (22,6%), а понижение вероятности умереть в течение 40 лет трудовой жизни в сельских местностях достигло 27,4%, т. е. числа, значительно большего, чем величина общего снижения смертности (18,1%). В 1876—1880 гг. мужчины во всех рабочих возрастах в городах Пруссии имели по сравнению с женщинами избыточную смертность, равную 33,1%, а в 1906—1910 гг.— 36%. Мера избыточной мужской смертности в сельских местностях втрое меньше, чем в городах, причем она имела еще большую тенденцию к увеличению, чем последняя (с 10,8 до 13,4%).

Интенсивность смертности женщин старше 60 лет в городах снизилась за 30 лет всего на 4,3% (0,07315 и 0,06998), в сельских местностях — на 9,5% (0,07698 и 0,06964), так что прогресс экономических и социально-гигиенических условий в городах Пруссии в большей мере отразился на жизнеспособности старух, чем стариков, сельские же местности имели примерно одинаковое повышение жизнеспособности старых людей у обоих полов.

Эволюция смертности грудных детей в Европейской России и на Украине

Приведем теперь наличные сравнительные материалы об эволюции смертности в России и на Украине в отдельных возрастных периодах. Наибольшие и наиболее достоверные из имеющихся данных относятся к смертности грудных детей. В качестве меры ее берут обычно отношение числа смертных случаев детей 0—1 года, имевших место в течение данного календарного года, к числу родившихся за тот же год[118]. Эти смертные случаи относятся, правда, отчасти к родившимся в предыдущем году.

Колебания чисел родившихся за два соседних года бывают, по общему правилу, невелики, так что обычно можно довольствоваться и такой мерой[119]. Сведения о родившихся и детях, умерших до 1 года, регулярно печатались Центральным Статистическим Комитетом начиная с 1867 г. Прошло, однако, долгое время, пока собирание их в надлежащем виде наладилось. До 1883 г. среди всех умерших было очень много лиц неизвестного возраста, число которых по временам доходило

---

[118] Меру эту не следует смешивать с вероятностью умереть на первом году жизни по приводимым нами таблицам смертности. Последние несколько выше их отчасти вследствие того, что при вычислениях детской смертности до 5 лет берут данные не только за 1896—1897 гг., но и за годы предыдущие.

[119] Эти относительные числа приводятся, например, Германским статистическим управлением в его «Ежегодниках».

Таблица XCVII. На 100 новорожденных умерло, не дожив до 1 года
Table XCVII. Enfants décédés au cours de leur première année de vie par 100 naissances

Годы Années	Е. Россия Russie d'Europe						Украина Ukraine					
	вообще en général		города villes		уезды districts		вообще en général		города villes		уезды districts	
	мальчики garçons	девочки fillettes	мальчики garçons	девочки fillettes	мальчики garçons	девочки fillettes	мальчики garçons	девочки fillettes	мальчики garçons	девочки fillettes	мальчики garçons	девочки fillettes
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1886	26,49	23,04	28,51	25,84	26,28	22,75	20,16	17,09	23,97	21,23	19,69	16,61
1887	27,09	23,99	27,38	25,30	27,05	23,85	19,69	16,94	21,57	19,56	19,45	16,63
1888	26,66	23,27	28,61	26,08	26,45	22,99	19,85	16,85	23,00	20,13	19,46	16,47
1889	29,11	25,76	28,93	26,61	29,13	25,68	20,96	17,80	22,86	20,75	20,76	17,50
1890	30,77	27,50	29,87	27,45	30,86	27,50	22,40	19,57	25,08	22,99	22,07	19,17
1891	28,84	25,49	29,09	26,26	28,81	25,41	21,39	18,44	24,55	21,66	20,99	18,06
1892	32,39	29,06	31,52	28,72	32,48	29,09	22,90	19,82	25,44	22,13	22,59	19,55
1893	26,67	23,65	27,21	24,59	26,62	23,55	19,42	16,58	22,93	19,97	18,98	16,18
1894	28,17	24,72	26,65	24,10	28,33	24,79	20,66	17,14	21,39	18,89	20,57	16,94
1895	29,69	26,18	28,80	26,11	29,78	26,19	24,11	20,38	23,96	21,02	24,13	20,30
1896	29,20	25,50	28,37	25,56	29,29	25,50	22,47	19,05	24,05	21,50	22,27	18,76
1897	27,54	24,28	27,24	24,78	27,58	24,22	21,39	18,34	22,48	20,37	21,25	18,08
1898	29,61	26,06	27,82	25,17	29,82	26,16	21,59	18,27	23,05	20,53	21,40	17,97
1899	25,55	22,30	25,78	23,38	25,53	22,18	21,93	18,66	21,94	19,61	21,93	18,54
1900	26,92	23,48	27,35	24,63	26,86	23,35	20,49	17,31	22,80	20,09	20,18	16,93
1901	28,74	25,50	27,59	24,88	28,87	25,57	20,99	17,81	22,68	20,08	20,74	17,48
1902	27,44	24,11	26,31	23,51	27,57	24,18	19,90	16,80	22,11	19,22	19,60	16,48
1903	27,10	24,07	26,62	24,23	27,16	24,05	20,75	17,74	22,71	19,90	20,46	17,43
1904	24,78	21,46	25,56	22,76	24,69	21,31	19,54	16,28	21,33	18,80	19,28	15,93
1905	28,67	25,55	27,31	24,52	28,84	25,67	23,09	19,98	22,62	20,30	23,17	19,93
1906	26,18	23,34	25,75	23,26	26,23	23,35	19,92	17,13	22,19	19,93	19,61	16,76
1907	23,95	21,07	26,20	23,70	23,68	20,75	18,62	15,51	22,40	18,72	18,13	15,10
1908	26,07	22,66	26,30	23,24	26,05	22,59	20,31	16,97	21,86	18,12	20,10	16,82
1909	26,49	23,69	26,54	22,96	26,48	23,78	20,05	17,10	23,57	21,06	19,57	16,57
1910	28,16	24,88	27,59	24,19	28,24	24,96	23,45	19,72	26,65	21,90	23,02	19,43
1886—1890	28,05	24,73	28,67	26,26	27,98	24,58	20,62	17,71	23,30	20,93	20,31	17,29
1891—1895	29,11	25,78	28,63	25,93	29,17	25,76	21,72	18,49	23,63	20,72	21,48	18,22
1896—1900	27,74	24,30	27,30	24,68	27,79	24,26	21,57	18,32	22,84	20,40	21,40	18,05
1901—1905	27,31	24,10	26,66	23,97	27,39	24,12	20,83	17,78	22,28	19,66	20,62	17,42
1906—1910	26,17	23,13	26,49	23,48	26,13	23,08	20,45	17,27	23,32	19,94	20,06	16,91

до 10% всех смертных случаев. Мы приводим меры смертности для грудных детей лишь начиная с 1886 г.— времени, для которого нами опубликованы проверенные материалы по Украине [120].

Интенсивность смертности грудных детей колеблется по временам довольно значительно, и потому, кроме ежегодных чисел для мальчиков и девочек, приводятся также средние для пятилетий. Первое из них, с 1886 до 1890 г., для мальчиков Европейской России дает очень большую меру смертности: из всех родившихся умерло на первом году жизни

[120] «Материалы по естественному движению населения Украины. 1867—1914 гг.», изд. Центрального статистического управления Украины, Харьков, 1924.

немного больше 28%. Следующее пятилетие, с 1891 по 1895 г., принесло довольно значительное увеличение смертности грудных мальчиков (29,11%). В нем находим один год (1892), который унес почти треть родившихся (32,39%). Перелом наступил в 1896—1900 гг., хотя и в этот период вошло два года (1896 и 1898) со смертностью, превышающей 29%.

Интенсивность смертности в пятилетие с 1901 по 1905 г. дает меру, лишь немного меньшую, чем предыдущее пятилетие, а 1906—1910 гг. принесли дальнейшее уменьшение смертности грудных мальчиков. В общем, мера интенсивности смертности на первом году жизни в 1906—1910 гг. снизилась в Европейской России по сравнению с 1886—1890 гг. всего на 6,7%. Мера смертности грудных девочек значительно меньше, чем мальчиков. В общем в Европейской России и для них находим ту же эволюцию смертности, что и у последних. Интенсивность смертности в 1906—1910 гг. составляла 93,5% числа для 1886—1890 гг.

Кроме относительных чисел для всего населения Европейской России и Украины, приводим также меры для населения городов и уездов. Они вызывают, правда, некоторые добавочные замечания с точки зрения их достоверности. Между городами и селами происходила миграция, которая известным образом отражалась на числах родившихся и умерших до 1 года. Так, некоторое количество родившихся в городах детей вскоре после рождения вывозилось в села, где они могли умереть, уменьшив, таким образом, меру для городского населения и увеличив ее для сельского. Все же числа эти довольно показательны. Грудные мальчики в городах Европейской России имели несколько бо́льшую меру смертности, чем в ее уездах, в периоды 1886—1890 и 1906—1910 гг., в остальные же — меньшую. Девочки больше умирали в городах во всех периодах, за исключением 1901—1905 гг., причем различия в мерах у них вообще больше, чем у мальчиков. Мера смертности для мальчиков на первом году жизни для 1906—1910 гг. меньше числа для 1886—1890 гг. в городах России на 7,6%, а в уездах — на 6,6%; такие же величины для девочек равны 10,6 и 6,1%.

Меры смертности грудных детей для Украины значительно меньше, чем для Европейской России. Максимумы детской смертности часто совпадают в обоих случаях (1890, 1892, 1896, 1905, 1910), но по временам этого не замечается, и к тому же даже параллельные колебания бывают разными по своей силе. Интенсивность смертности мальчиков до 1 года на Украине не претерпела даже таких небольших изменений, как во всей Европейской России.

В пятилетие с 1886 по 1890 г. умирало в среднем 20,62% новорожденных мальчиков, в два следующих периода грудных мальчиков умирало еще больше (21,72 и 21,57%). Даже мера для 1901—1905 гг. больше, чем для нашего начального периода, и только в 1906—1910 гг. она снижается, правда, всего на 0,8%. Примерно то же находим и в эволюции смертности грудных девочек, с той только разницей, что мера их смертности в 1901—1905 гг. равна числу для 1886—1890 гг.

Все же последний приводимый нами период отличается от первого больше, чем у мальчиков, на 2,5%. Меры смертности мальчиков составляли в 1886—1890 гг. 118% числа для девочек, а в 1901—1905 гг. — 118,4%. В результате своеобразной эволюции детской смертности числа для Украины и Европейской России с течением времени сближаются. Избыточная смертность грудных мальчиков в России составляла по отношению к Украине в 1886—1890 гг. 36%, а в 1906—1910 гг. она снизи-

лась до 28%. Для девочек находим несколько большие числа, но само падение было меньше (40 и 33,9%).

На Украине в противоположность Европейской России все пять пятилетних периодов имеют для грудных мальчиков и девочек числа, свидетельствующие о довольно значительном преобладании мер городской смертности над сельской. К тому же она и эволюционировала по-разному в обоих видах населенных мест. Как в городах, так и в уездах Украина в 1891—1895 гг. имела бо́льшую меру смертности мальчиков, чем в предыдущем периоде, у девочек же наблюдалось даже небольшое снижение ее величины в городах. В противоположность всей Европейской России в 1906—1910 гг. в городах Украины наблюдалась повышенная смертность грудных детей обоего пола, так что мера ее для мальчиков сравнялась с числом для 1886—1890 гг., для девочек же имело место все-таки уменьшение интенсивности смертности (на 4,7%). У мальчиков в уездах Украины число для 1906—1910 гг. меньше, чем для 1886—1890 гг., на 1,2%, а у девочек — на 2,2%.

Сколько-нибудь заметное улучшение жизнеспособности грудных детей имело место во всей Европейской России, где мера смертности их снизилась у мальчиков и девочек примерно одинаково (6,7 и 6,5%). Снижение мер наблюдалось как в городах, так и среди населения уездов. Больше всего увеличилась жизнеспособность девочек в городах. Не то находим на Украине. Смертность грудных детей в ней была вообще гораздо ниже, чем во всей Европейской России. Для мальчиков она по существу осталась почти без перемен для начального и конечного пятилетнего периода времени с 1886 до 1910 г., а для девочек мера смертности все же немного снизилась, особенно в городах.

Приведем еще любопытные сведения о детской смертности по отдельным вероисповеданиям и месту жительства в 1900—1904 гг., заимствованные у С. А. Новосельского [121].

Таблица XCVIII. Смертность детей по возрасту, вероисповеданию родителей и видам населенных мест (1900—1904) на 1000 родившихся

Table XCVIII. Mortalité infantile selon l'âge, la religion des parents et le genre des localités habitées par 1000 naissances. 1900—1904

		0—1	1—2	2—3	3—4	4—5
a		1	2	3	4	5
Православные	Orthodoxes	263	93,5	53,5	31,5	22,2
Лютеране	Luthériens	161	59,7	33,0	22,8	17,0
Католики	Catholiques	151	67,1	38,3	24,7	17,4
Магометане	Musulmans	158	88,1	64,9	49,6	37,4
Иудеи	Juifs	116	59,9	27,9	16,9	12,6
Главные города	Villes principales	266,9	90,5	40,8	23,7	18,1
Прочие города	Autres villes	221,5	79,5	41,8	25,8	19,7
Сельское население	Population rurale	248,5	90,6	50,4	32,0	22,5

По мнению С. А. Новосельского, «высокая детская смертность у православного, т. е. преимущественно русского населения, стоит, помимо общеизвестных общих причин, в связи с деревенскими обычаями, крайне рано, едва ли не с первых дней жизни ребенка, давать ему, кроме материнского молока, жеваный хлеб, кашу и т. п. Сравнительно

[121] С. А. Новосельский, Обзор главнейших данных.., стр. 66—67.

низкая смертность у магометан, живущих, в общем, в весьма антисанитарных условиях, зависит от обязательного грудного вскармливания детей, в связи с религиозными предписаниями по этому поводу Корана».

Характеристика эволюции смертности в Европейской России и на Украине с 1896—1897 до 1907—1908 гг.

В весьма ценной, многократно упоминавшейся работе С. А. Новосельского «Смертность и продолжительность жизни в России» (стр. 182—183) находим попытку выяснить понижение смертности в отдельных возрастах в Европейской России в 1907—1908 гг. по сравнению с 1896—1897 гг. Вычисления его, естественно, имеют приблизительный характер, но тем не менее они освещают своеобразную эволюцию, имевшую место за 10—12 лет. Общее количество населения распределено между десятилетними возрастными группами пропорционально числам переписи 1897 г. После этого найдены были «отдельные числа» умерших в 1907—1908 гг. при условии, что смертность была бы такая, как в 1896—1897 гг. Сопоставляя ожидаемые и фактические числа смертных случаев для приведенных возрастных периодов, С. А. Новосельский и получил свои числа снижения или роста смертности для отдельных возрастных периодов. Таким же образом вычислены нами соответствующие числа для Украины.

Таблица XCIX. Смертность в 1907—1908 гг. по сравнению с 1896—1897 гг.
Table XCIX. Mortalité en 1907—1908 comparée à celle des années 1896—1897

Возраст Age	Е. Россия Russie d'Europe		Украина Ukraine	
	м. п. s. m.	ж. п. s. f.	м. п. s. m.	ж. п. s. f.
a	1	2	3	4
0—4	—18,7	—19,5	—19,0	—21,1
5—14	—19,2	—20,6	—14,3	—14,9
15—24	+ 3,3	+ 0,1	+ 0,2	— 2,8
25—34	— 0,1	— 8,2	— 0,8	— 7,9
35—44	+ 8,5	— 3,7	+ 9,0	0,0
45—54	+ 8,9	— 3,5	+ 7,8	+ 0,1
55—64	+ 4,4	— 5,8	+ 7,6	+ 1,8
65—74	+ 0,3	— 3,9	+ 9,3	+ 6,0
75 и старше et plus	+13,6	+15,4	+17,0	+21,3
Всего Total	—11,7	—13,6	—10,3	—12,3

За 11-летний промежуток времени общая смертность в Европейской России снизилась у мужского пола на 11,7%, а у женского — на 13,6%, в то время как на Украине эти числа на 1,4 и 1,3% меньше (10,3 и 12,3%). У мужчин значительное улучшение находим только для детских возрастов. Процент снижения интенсивности смертности для мальчиков 0—4 лет на Украине несколько больше, чем во всей Европейской России (19 и 18,7%), но уменьшение смертности в возрастах 5—14 лет в последней значительно превосходит то, что находим на Украине (19,2 и 14,3%). Числа, характеризующие рост жизнеспособности девочек 0—4 лет, несколько выше, чем у мальчиков, и разница в пользу Украины здесь больше (21,1 и 19,5%). Мера уменьшения смертности для девочек 5—14 лет на Украине лишь немного больше, чем у мальчиков, так

что различия между Украиной и Европейской Россией для них еще больше в пользу последней (20,6 и 14,9%).

Возрасты от 15 до 24 лет у мужчин дают уже избыточную смертность в 1907—1908 гг. по сравнению с 1896—1897 гг.: для Европейской России — в 3,3%, а для Украины — всего в 0,2%. Период от 25 до 34 лет в обоих случаях имеет лишь весьма небольшое падение интенсивности смертности у мужчин (менее 1%), у женщин же интенсивность снизилась довольно значительно (8,2 и 7,9%). Мужчины в возрастах 35—44 и 45—54 лет имели в 1907—1908 гг. в Европейской России и на Украине избыточную смертность в 8—9%. Разница в пользу конца XIX в. особо значительна у стариков обоего пола.

Любопытны числа, характеризующие эволюцию смертности женского пола в России и на Украине. Для всей Европейской России они показывают все же довольно большое снижение интенсивности смертности в возрастах 25—74 лет, а на Украине такое уменьшение имело место только в возрастах 25—34 лет; в периоде 35—44 лет наблюдалось равенство, впоследствии даже некоторый рост смертности.

Трудно безоговорочно судить о степени точности приводимых данных. Не такие уж большие сомнения вызывают общие числа населения. Распределение его, несомненно, не осталось на 1 января 1908 г. тем же, что было в 1897 г. Мы считаем, в частности, невероятным повышение смертности мужчин в возрастах 35—44 лет на 8—9%, имевшее место, судя по приведенным числам, в обоих случаях. Указанные соображения далеко не полностью опорочивают те выводы о сравнительной эволюции смертности в Европейской России и на Украине, к которым мы пришли. Так, в частности, темп прогресса смертности женщин в рабочих возрастах на Украине, по-видимому, все же отставал от всей Европейской России. С другой стороны, имеют под собой почву и числа, характеризующие меньший рост жизнеспособности населения Украины от 1 года до 14 лет. В ряде украинских губерний сравнительно высока была смертность детей старше 1 года. Имея небольшую смертность грудных детей, некоторые губернии Украины очень страдали в свое время от эпидемий, которые уносили большое количество детей старше 1 года. Это подтверждается числами, приводимыми нами ниже.

Имеются, наконец, основания думать, что в той или иной мере могло быть даже некоторое увеличение смертности мужчин в рабочих возрастах. Как отмечено выше, на смертность женщин в этих возрастах наибольшее влияние оказывал общий уклад жизни, культурные условия, в то время как интенсивность смертности мужчин в первую очередь зависит от рода занятий и степени развития городской жизни. Промышленная статистика свидетельствует, что Россия с конца прошлого столетия вступила на путь интенсивного промышленного развития, которое вызвало быструю перестройку экономических отношений, рост городов и т. п. Сделав анализ эволюции смертности в России с 1896—1897 по 1907—1908 гг., С. А. Новосельский отмечает:

«В отношении непосредственных причин отмеченного повышения смертности мужского населения в рабочем возрасте можно указать на возможную здесь роль повышения смертности от туберкулеза. В настоящее время достаточно выяснено, что эволюция туберкулеза тесно связана с эволюцией социальной. Первобытный народ в высшей степени восприимчив к туберкулезной заразе. В параллель этому и сельское население при сосредоточении в городах на первых порах усиленно поражается туберкулезом; с течением же времени, по мере большей и большей урбанизации населения, происходит самобытный процесс как бы развивающейся скрытым путем специфической антитуберкулезной

вакцинации, которая в дальнейшем ведет к понижению туберкулезной смертности. Обратное развитие бугорчатки во всех странах с развитой промышленностью и большим процентом городского населения представляет до известной степени биологический закон; в первой же стадии промышленного развития страны — стадии «первоначального накопления» — туберкулез обычно растет. В городской среде бугорчатка поражает преимущественно пришлое свежее сельское население, благодаря его высокой восприимчивости к бугорчатке, хотя оно физически и более крепкое, чем горожане, которые, однако, благодаря городской жизни и как бы постоянной туберкулезной вакцинации, обладают в известной степени врожденным или приобретенным иммунитетом по отношению к туберкулезу. Ярким примером этого могут служить евреи, которые в течение многих веков скучены в городах и в свое время усиленно вымирали от туберкулеза, но с течением времени, несмотря на слабое в общем физическое их развитие и неудовлетворительные экономические условия, приобрели высокую степень невосприимчивости к бугорчатке; смертность евреев от туберкулеза, как известно, минимальна. Весьма вероятно, что и в России, в связи с вступлением ее в стадию первоначального капиталистического накопления, бугорчатка растет» [122].

Мы, со своей стороны, полагаем, что указанное обстоятельство имело свое значение. Косвенное подтверждение этому можно найти хотя бы сравнивая числа, характеризующие эволюцию смертности мужчин и женщин в рабочих возрастах с 1896—1897 по 1907—1908 гг. Женщин меньше задело промышленное развитие, они в меньшей мере вливались в города, и потому картина смертности для них иная. Приведенные в этой главе таблицы смертности для Москвы и Ленинграда, однако, не только не подтверждают роста смертности мужчин в рабочих возрастах после 1896—1897 гг., но даже его опровергают. Сопоставление мер интенсивности смертности в больших, средних и малых городах Украины для конца XIX в. привело нас, впрочем, к выводу, что у мужчин смертность в рабочих возрастах в больших городах часто ниже, чем в средних и малых. Не отрицая поэтому действия указанного фактора, мы думаем все же, что известное значение имело также изменение возрастного состава мужского населения. Вызвано оно отчасти непропорциональным спадом смертности в детских возрастах, отчасти также непропорциональным переселением из Европейской России и Украины мужчин в рабочих возрастах.

Выживаемость мужчин допризывного возраста

Особняком стоят вычисления выживаемости мужчин допризывного возраста. Своей целью они имеют установление процента выживаемости мужских поколений до возраста, в котором начинают отбывать воинскую повинность. Мера выживания допризывного возраста представляет собой не что иное, как вероятность новорожденному мальчику дожить до момента призыва, или, если эту вероятность помножить на 1000 (или другое круглое число), число доживающих до этого возраста. В России таким средним возрастом в свое время было 21,5 года. Меру выживания нельзя в сущности сравнивать с подобными числами, взятыми из обычной таблицы смертности. Последние вычислены для фиктивного населения на основании наблюдения над смертностью населения за сравнительно короткое время (1—10 лет), в то время как мера выживания дает картину вымирания реального мужского поколения в течение 21,5 года существования человека. В частности, быстро эволюционирующие меры детской смертности отно-

[122] С. А. Новосельский, Смертность и продолжительность жизни, стр. 185—186.

сятся к довольно отдаленному прошлому, с бóльшей интенсивностью смертности, чем та, которая имела место для лет жизни, предшествующих призыву молодых людей на военную службу.

Эволюция смертности мужских поколений 0—21,5 года может быть целесообразно вычислена только путем сравнения мер выживаемости для разного времени наблюдения. В указанной выше работе С. А. Новосельского мы, в частности, находим числа, характеризующие прогресс смертности мужских поколений 47 губерний Европейской России за 20 лет [123]. В 1890—1892 гг. из 1000 родившихся до 21,5 года доживало 458 человек, в 1904—1905 гг. —461, в 1906—1907 гг. — 465, в 1908—1909 гг. — 476 человек. В 1910—1912 гг. в связи с высокой смертностью в начале 90-х годов прошлого столетия мера понизилась до 446. Если принять величину ее для 1890—1892 гг. за 100, получим для приведенных периодов такие числа: 100,7, 101,5, 103,9, 97,4%. Как показано выше, систематическое уменьшение смертности началось в Европейской России со второй половины 90-х годов, а потому оно не отразилось на детских возрастах 0—4 лет. Между тем число доживающих до призывного возраста определяется главным образом величиной детской смертности, которая сильно косила поколения новорожденных в старое время.

Приведем теперь числовую характеристику доживания допризывного возраста молодых людей, подлежавших призыву в 1908—1909 гг.

Таблица С. Меры доживания в Е. России и на Украине для 1908—1909 гг.
Table C. Mesures de survie pour la Russie d'Europe et l'Ukraine. Années 1908—1909

a		Родилось мальчиков с 1/X 1886 г. до 1/X 1888 г. Nombres des garçons nés depuis le 1/X 1886 jusqu'au 1/X 1888 1	Число призывных в 1908—1909 гг. Nombres des conscrits en 1908—1909 2	Меры доживания × 1000 Mesures de survie × 1000 3	Вероятность дожить до 1 года × 1000 Probabilité à survivre jusqu'à 1 an × 1000 4	Вероятность для мальчика 1 года дожить до 21,5 года × 1000 Probabilité pour un garçon âgé de 1 an à survivre jusqu'à 21,5 ans 5
Е. Россия	Russie d'Europe	3 982 173	1 896 083	476	725	657
Украина	Ukraine	1 006 820	506 084	503	—	—
Губернии:	Gouvernements:					
Волынская	Volhynie	120 982	66 164	547	796	687
Екатеринославская	Ekatérinoslav	84 260	40 171	477	833	573
Киевская	Kiev	157 044	79 125	504	783	644
Подольская	Podolie	125 202	67 309	538	827	651
Полтавская	Poltava	128 563	63 718	496	782	630
Таврическая	Tauride	58 886	31 695	538	818	658
Харьковская	Kharkov	113 466	53 202	469	777	604
Херсонская	Kherson	111 986	54 087	483	831	581
Черниговская	Tchernigov	106 431	50 613	475	749	634

[123] С. А. Новосельский правильно исключают Астраханскую, Оренбургскую губернии и Донскую область, где жило значительное число казаков. Все они с детства числились на военной службе и в списки воинских присутствий в качестве призывных не вносились.

Из 1000 родившихся с 1 октября 1886 г. по 1 октября 1888 г. до 21,5 года доживало в девяти губерниях Украины немного больше половины (503), в то время как во всей Европейской России — всего 476 душ, в связи с чем жизнеспособность мужского поколения Украины за это время была больше на 5,7%. Отдельные губернии Украины представляли большое разнообразие в этом отношении. Мера выживания была минимальной в Харьковской (469), Черниговской (475) и Екатеринославской губерниях (477), а максимальный — в губерниях Волынской (547), Подольской и Таврической (по 538).

Распределение губерний по величине выживания допризывного возраста, естественно, соответствует распределению их по интенсивности общей, особенно же детской смертности. Мы приводим поэтому числа, характеризующие смертность 0—1 и 1—21,5 года, заимствованные у С. А. Новосельского. Порядок губерний Украины по величине смертности на первом году жизни не соответствует порядку по величине их мер выживания до призывного возраста. Так, сравнительно низка вероятность умереть у грудного мальчика в Екатеринославской и Херсонской губерниях, высока же она в губерниях Полтавской и Киевской, в то время как мера выживания у первых невелика, а у вторых сравнительно большая. Объясняется это главным образом интенсивностью смертности в последующих детских возрастах.

«В преобладающем большинстве губерний, — пишет С. А. Новосельский [124], — выживаемость до 1 года выше выживаемости допризывного возраста, переживших 1 год; исключение составляют губернии с крайне высокой смертностью грудных детей... Величина выживаемости переживших 1 год стоит в связи, главным образом, со смертностью в возрасте 1—5 лет, зависящей, как известно, преимущественно от детских инфекций. Из таблицы видно, что наиболее неблагоприятными в этом отношении являются губернии южные, особенно Екатеринославская, Херсонская, Харьковская, Полтавская, Черниговская, а также губернии центрального земледельческого района».

В заключение остается сказать несколько слов о степени точности подобных измерений. Мера выживания была бы идеально точным мерилом, если бы при отсутствии переселений имела место абсолютная точность данных о родившихся и достигших призывного возраста. Несомненно, что даже наши сведения о родившихся имели некоторые дефекты. Часть детей, умерших до совершения соответствующего обряда, не регистрировалась совсем. С другой стороны, и данные воинских присутствий не могут претендовать на полное соответствие с действительным числом лиц, достигших призывного возраста. В их списки не попадали те, кто отбывал повинность на правах вольноопределяющего, и т. п. Для некоторых лиц возраст определялся по наружному осмотру. Несомненно, что меньшинство их действительно состояло в возрастах 21—22 года. В 1908 и 1909 гг. по наружному осмотру определили возраст у 22 279 лиц, т. е. у 1,2% призывных. Сверх того, в течение 21,5 года имели место переселения. Последние особое значение имели для некоторых украинских губерний. Меры выживания допризывного возраста в отдельных губерниях поэтому представляются величинами, лишь приблизительно характеризующими степень вымирания мужского населения до 21,5 года. Они, естественно, более точны для всей Украины, а тем более для всей Европейской России.

---

[124] С. А. Новосельский, Выживаемость допризывного возраста в России, «Общественный врач», № 7, 1916, стр. 10.

Эволюция смертности в трех Прибалтийских губерниях

Отметим наиболее характерные черты эволюции смертности общего населения трех Прибалтийских губерний за 15 лет, для чего сравним таблицы смертности Л. Бессера и К. М. Баллода для 1880—1883 гг. и наши для 1896—1897 гг. В первую очередь выделяется своеобразие чисел, характеризующих смертность грудных детей. Число девочек, доживающих до 1 года, по таблицам для 1896—1897 гг. почти одинаково с величиной, которая имела место 15 лет назад, у мальчиков же она даже на 0,7% меньше последней.

Несколько иную картину находим для последующих детских возрастов. Вероятность у мальчика, дожившего до 1 года, умереть до достижения 10 лет в 1880—1883 гг. (18,5%) на 0,9% больше, чем в 1896—1897 гг. (17,6%), а потому падение интенсивности смертности достигало у мальчиков 4,9%, а у девочек — 6,2% (17,8 и 16,7%). Если принять величину вероятностей для девочек за 100, числа для мальчиков покажут избыточную смертность в 9,2 и 11,3%, что говорит о том, что за 15 лет жизнеспособность девочки выросла непропорционально по сравнению с мальчиками.

Таблица CI. Таблицы смертности для Прибалтийского края (l_x, $\overset{\circ}{e}_x$)
Table CI. Tables de mortalité pour le littoral de la Baltique (l_x *et* $\overset{\circ}{e}_x$)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	Числа доживающих Nombres des survivants l_x		Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$		Числа доживающих Nombres des survivants l_x		Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$		
	1880—1883	1896—1897	1880—1883	1896—1897	1880—1883	1896—1897	1880—1883	1896—1897	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	100 000	100 000	39,13	40,38	100 000	100 000	42,71	44,43	0
1	80 563	79 999	47,50	49,40	83 328	83 348	50,20	52,23	1
2	75 400	75 214	50,40	51,51	78 359	78 463	52,30	54,46	2
3	72 600	72 517	50,60	52,40	75 322	75 805	53,40	55,35	3
4	70 595	70 645	51,03	52,78	73 260	74 030	54,00	55,62	4
5	69 122	69 321	51,10	52,78	71 923	72 713	54,00	55,86	5
10	65 635	65 959	48,70	50,34	68 534	69 410	51,50	53,55	10
15	64 053	64 420	44,80	46,48	66 923	67 789	47,70	49,77	15
25	60 180	60 780	37,40	38,97	63 670	64 860	40,10	41,79	25
35	55 394	56 769	30,10	31,37	59 291	61 379	32,40	33,88	35
45	49 520	51 789	23,20	23,92	54 040	57 122	25,10	26,04	45
55	41 570	44 346	16,70	17,11	47 104	51 168	18,00	18,50	55
65	30 330	33 532	10,90	11,07	35 546	40 791	12,10	11,97	65
75	14 856	17 824	7,00	6,76	20 290	23 772	6,70	7,19	75
85	3 775	4 697	4,90	4,51	6 146	6 979	5,20	4,71	85
95	500	497	—	3,98	800	811	—	4,36	95

Коэффициент смертности для возрастов 10—14 лет упал очень незначительно, особенно у женщин. Больше всего уменьшились меры интенсивности смертности у возрастов полурабочих и рабочих. Особенно выиграли при этом у мужчин возрасты 25—34 и 35—44 лет, у которых коэффициенты снизились на 17,5 и 18,5%, а у женщин еще и для периода от 45 до 54 лет (22,6, 22,4 и 19,5%). Вероятность у мужчины, дожившего до 20 лет, умереть до достижения 60 лет в 1880—1883 гг.

Таблица CII. Таблицы смертности для Прибалтийского края (m_x, L_x)
Table CII. Tables de mortalité pour le littoral de la Baltique (m_x et L_x)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	Коэффициенты смертности Taux de mortalité m_x		Стационарное население Population stationnaire L_x		Коэффициенты смертности Taux de mortalité m_x		Стационарное население Population stationnaire L_x		
	1880—1883	1896—1897	1880—1883	1896—1897	1880—1883	1896—1897	1880—1883	1896—1897	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	0,22330	0,23078	87 042	86 666	0,18770	0,18731	88 885	88 899	0—1
1—2	0,06660	0,06166	77 464	77 606	0,06180	0,06038	80 347	80 906	1—2
2—3	0,03790	0,03651	73 860	73 865	0,03970	0,03446	76 688	77 134	2—3
3—4	0,02800	0,02015	71 537	71 581	0,02770	0,02369	74 230	74 917	3—4
4—5	0,02110	0,01892	69 858	69 983	0,01840	0,01794	72 692	73 371	4—5
5—9	0,01039	0,00994	335 540	338 200	0,00969	0,00930	349 620	330 307	5—9
10—14	0,00488	0,00472	324 060	325 947	0,00476	0,00473	338 520	342 997	10—14
15—24	0,00621	0,00581	623 320	625 865	0,00498	0,00442	653 480	663 167	15—24
25—34	0,00828	0,00683	577 870	587 577	0,00712	0,00551	614 950	631 077	25—34
35—44	0,01126	0,00918	521 740	542 505	0,00927	0,00719	566 750	592 308	35—44
45—54	0,01739	0,01548	457 120	479 953	0,01367	0,01100	507 560	541 038	45—54
55—64	0,03098	0,02777	362 800	387 500	0,02778	0,02257	416 020	458 328	55—64
65—74	0,06822	0,06117	226 820	250 630	0,05552	0,05272	274 770	317 108	65—74
75—84	0,12968	0,11657	85 450	99 344	0,11357	0,10922	124 540	138 086	75—84
85—94	0,17608	0,16169	18 600	19 190	0,16649	0,15836	32 110	29 344	85—94
95 и старше et plus	—	0,16953	—	1 977	—	0,16100	—	3 533	95 и старше et plus

равна 0,42125, а в 1896—1897 гг. — 0,37780, т. е. она снизилась на 10,3%. Подобная же величина для женщин уменьшилась в 1,5 раза больше — на 16,4% (0,36712 и 0,30675).

Вероятность для мужчины умереть во всех рабочих возрастах 20—59 лет в 1880—1883 гг. была больше числа для женщин на 14,7%, а через 15 лет разница в смертности среди рабочего населения в пользу женщин еще увеличилась и дошла до 23,1%. 15-летняя эволюция смертности в Прибалтийском крае, имевшем минимальную в России того времени смертность, привела, таким образом, к весьма большому падению интенсивности смертности в рабочих возрастах, особенно у женщин.

Посмотрим теперь, как 15-летняя эволюция отразилась на жизнеспособности стариков. Коэффициент стационарного мужского населения старше 60 лет по таблицам для 1896—1897 гг. на 2,1% меньше, чем число по таблицам для 1880—1883 гг. (0,07246 и 0,07097), а у женщин — на 1,2% (0,06645 и 0,06564).

Таким образом, анализируя в общих чертах эволюцию интенсивности смертности народов минимальной смертности в дореволюционной России, находим, что за 15 лет, т. е. к концу XIX в., она снизилась у мужчин всего на 3,1%, а у женщин несколько больше — на 3,8%. Коэффициент смертности стационарного мужского населения снизился с 0,02556 до 0,02476, а у женского — с 0,02341 до 0,02251. Средняя продолжительность жизни новорожденного мальчика увеличилась на 1,25 года, а девочки — на 1,72 года.

Главную массу жизни, отвоеванную социальным прогрессом у смерти, следует отнести за счет рабочих возрастов. Это явствует как из приведенных выше чисел, характеризующих падение интенсивности смертности населения в возрастах 20—59 лет, так и из чисел средней продолжительности жизни для 15- и 25-летних мужчин и женщин.

2. Эволюция смертности в четырех больших городах Европейской России и Украины

Для более углубленного анализа эволюции смертности в больших городах мы располагаем двумя сериями суммарных таблиц для Киева (1873—1874 и 1896—1897 гг.), двумя для Одессы (1892—1893 и 1896—1897 гг.) и тремя для Москвы (1881—1882, 1896—1897 и 1901—1902 гг.). Лучше всего обстоит дело с Ленинградом, где эволюцию смертности можно проследить на протяжении более 40 лет на основании таблиц для 1881—1882, 1890—1891, 1896—1897, 1901—1902, 1910—1911, 1918, 1920 и 1923 гг. Последние три полные таблицы смертности исчислены С. А. Новосельским и В. В. Паевским.

Эволюция смертности в Киеве

Отметим в первую очередь наиболее характерные черты в изменениях смертности Киева за 23 года. Уже при беглом рассмотрении наших таблиц смертности выделяются числа, характеризующие интенсивность смертности грудных детей. По таблицам смертности для 1873—1874 гг. из всех новорожденных мальчиков умерло на первом году жизни 37,5%, а в 1896—1897 гг. — 36,2%, т. е. всего на 3,5% меньше. Сравнивая коэффициенты для остальных детских возрастов, находим огромную разницу в пользу конца XIX в. Особенно велика она в возрастах 2—3, 3—4 и 4—5 лет, где мера для начала 70-х годов превосходит числа для конца 90-х годов раза в три. Вероятность у мальчика, достигшего 1 года, умереть до достижения 10 лет в 1873—1874 гг. равна 0,39826, а в 1896—1897 гг.— 0,17758, т. е. она снизилась более чем в 2 раза (на 224,3%).

Далеко не то находим для последующих возрастов. Вероятность у 20-летнего мужчины умереть в течение 40 следующих лет трудовой жизни в 1873—1874 гг. равна 0,56785, и через 23 года она осталась почти без изменений (0,56321). Уменьшение смертности мужчин во всех рабочих возрастах 20—59 лет, таким образом, составляет всего 0,8%.

Выше, в главе IV, мы отметили высокую смертность в Киеве в конце XIX в. по сравнению с прочими большими городами России и Украины, теперь же мы констатируем, что она в среднем оставалась для мужчин в полноценных рабочих возрастах почти той же в течение всей последней четверти XIX в. Попытаемся несколько осветить это любопытное явление путем обращения к коэффициентам смертности для пятилетних периодов.

У мужчин в полурабочих возрастах 15—19 лет интенсивность смерти упала за 23 года на 9,6%, несколько меньше она также в периоде 45—54 лет и значительно меньше в возрастах 35—39 лет. Наиболее любопытны, однако, числа, характеризующие сравнительные величины интенсивности вымирания в трех пятилетних периодах 20—34 лет. Цветущие возрасты 20—24 лет в Киеве в 1896—1897 гг. имели поразительно низкую меру смертности, разница поэтому для них весьма велика: она почти достигает 40%. В периоде 25—29 лет она снижается до 7,6%, а в возрастах 30—34 лет меры делаются одинаковыми. Периоды 40—44 и 55—64 лет у мужчин более неблагоприятны в конце XIX в., чем в 1873—1874 гг. В результате такого своеобразного сочетания более и ме-

Таблица CIII. Коэффициенты смертности (m_x) для Киева. 1873—1874 и 1896—1897 гг.
Table CIII. Taux de mortalité (m_x) pour la ville de Kiev. 1873—1874 et 1896—1897

	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—54	55—64
a	1	2	3	4	5	6	7	8
Мужской пол Sexe masculin								
1873—1874 гг.	0,00798	0,00801	0,01019	0,01148	0,01706	0,02282	0,02875	0,04564
1896—1897 гг.	0,00721	0,00484	0,00942	0,01148	0,01419	0,02492	0,02766	0,05256
1896—1897 гг. в процентах к 1873—1874 гг. par rapport à	90,4	60,4	92,4	100,0	83,2	109,2	96,2	115,2
Женский пол Sexe féminin								
1873—1874 гг.	0,00861	0,01127	0,01283	0,01381	0,01695	0,01719	0,02227	0,03463
1896—1897 гг.	0,00577	0,00687	0,00925	0,01046	0,01177	0,01317	0,02227	0,03241
1896—1897 гг. в процентах к 1873—1874 гг. par rapport à	67,0	61,0	72,1	75,7	69,4	76,6	100,0	93.6

нее благоприятной смертности вероятность умереть в течение всей рабочей жизни 20—59 лет осталась почти без изменений.

Довольно странным представляется факт наличия большей смертности в 1896—1897 гг. у мужчин старше 60 лет, чем 23 года тому назад (на 13,5%). Число стариков было невелико, показания их возраста также вызывают сомнения, а потому указанному обстоятельству не следует придавать особого значения.

Общая смертность мужского пола за 23 года значительно снизилась. Средняя продолжительность жизни новорожденного мальчика стала на 7,79 года больше (20,92 и 28,71 года), а коэффициент смертности стационарного населения снизился на 27,1% (с 0,04780 до 0,03483), т. е. на величину весьма значительную.

При рассмотрении величин, характеризующих смертность женского пола, бросаются в глаза числа доживающих до 1 года: величина для 1896—1897 гг. меньше той, которая имела место 23 года назад. У мужчин мы этого не находим, к тому же само расхождение все-таки сравнительно велико. Не исключена возможность, как мы думаем, что такое явление в той или иной мере вызвано случайными дефектами первичных статистических чисел. И у девочек старше 1 года находим весьма значительное падение смертности. Вероятность у девочки, достигшей 1 года, умереть до достижения 10 лет в 1873—1874 гг. равна 0,38560, а в 1896—1897 гг.— 0,15750, т. е. на 59,2% меньше. Очевидно, что и здесь имело место огромное снижение интенсивности смертности, наступившее вследствие более успешной борьбы с детскими эпидемиями, влияние которых значительно уменьшилось.

В противоположность мужчинам довольно значительно все же выросла жизнеспособность женщин во всех рабочих возрастах 20—59 лет. Вероятность умереть в течение 40 лет трудовой жизни с 0,52192 снизилась до 0,46625, т. е. на 10,7%. Больше всего снизилась интенсивность смертности в периодах 20—24 и 35—39 лет, для десятилетия 45—54 лет коэффициенты смертности одинаковы. Как и у мужчин, снизилась жизнеспособность пожилых женщин, правда, всего на 3,1%.

Сравним результаты эволюции смертности обоих полов за 23 года. Вероятность у новорожденного мальчика умереть до достижения 10 лет больше меры для девочек по таблицам для 1873—1874 гг. на 7,8%, а по таблицам для 1896—1897 гг.— на 8%, т. е. величина избыточной

смертности мальчиков осталась почти без изменения. Не то имело место для всех рабочих возрастов 20—59 лет. Здесь избыточная смертность мужчин в 1873—1874 гг. составляла всего 8,8%, а через 23 года она повысилась до 20,8%.

Эволюция смертности в Одессе

Проследить эволюцию смертности в Одессе мы можем лишь за 4 года — середину 90-х годов. Однако и здесь находим некоторые изменения интенсивности смертности, иногда различные по сравнению с Киевом. Средняя продолжительность жизни новорожденного мальчика увеличилась довольно значительно — на 2,12 года, поднявшись с 30,55 до 32,67 года, а девочки несколько меньше — всего на 1,56 года (35,84 и 37,40 года). Общая смертность мужского поколения, измеряемая коэффициентом смертности стационарного населения, снизилась весьма значительно — на 8%, т. е. она уменьшалась в среднем на 2% в год (0,03327 и 0,03061). Мера общей смертности в значительно меньшей степени снизилась у женщин — всего на 4,2% (0,02790 и 0,02674). Подобно Киеву, вероятность умереть у грудного мальчика упала (на 8,6%), а у девочки она даже несколько выросла (на 0,4%). Этим в значительной мере и объясняются различия в средней интенсивности снижения общей смертности мужских и женских поколений по нашим таблицам смертности.

В противоположность Киеву небольшой прогресс находим для детских возрастов старше 1 года. Вероятность умереть за девять лет детской жизни у мальчика по таблицам смертности для 1892—1893 гг. равна 0,23676, а по таблицам для 1896—1897 гг.— 0,23086, а потому падение смертности составляет всего 2,5%. У девочек оно еще меньше — 1,2% (0,21604 и 0,21346).

Наиболее значительная доля жизни, отвоеванная населением Одессы у смерти в середине 90-х годов XIX в., приходится на рабочие возрасты. Вероятность у 20-летнего мужчины умереть до достижения 60 лет по таблицам для 1892—1893 гг. равна 0,53562, а по таблицам для 1896—1897 гг. — 0,51237, т. е. на 4,3% меньше. Женское поколение конца 90-х годов по сравнению с началом этих годов приобрело еще больше в трудовых возрастах — 5,3% (0,40192 и 0,38061). Жизнеспособность стариков в Одессе повысилась весьма значительно: у мужчин старше 60 лет — на 9,2%, а у женщин — даже на 17,6%.

Сравним жизнеспособность мужских и женских поколений по таблицам смертности для обоих периодов времени. Избыточная смертность грудных мальчиков в 1892—1893 гг. равна 16,7%, а в 1896—1897 гг. — всего 6,2%. Интенсивность смертности мальчиков в возрастах 0—9 лет превышала вероятность для девочек на 11,5 и 6,1%. Избыточная смертность за 40 лет трудовой жизни у мужчин выросла незначительно — с 33,3 до 34,6%. Коэффициент смертности стационарного населения у мужского пола больше числа для женского по таблицам смертности 1892—1893 гг. на 19,2%, а по таблицам 1896—1897 гг.— на 14,5%.

Эволюция смертности в Москве

Мы имеем возможность проследить эволюцию смертности в Москве на протяжении 20 лет — до начала XX в. Общая смертность мужских поколений, измеряемая коэффициентами смертности стационарного населения, дает картину поразительно быстрого роста их жизнеспособности. Коэффициент смертности по таблицам для 1881—1882 гг. велик до чрезвычайности — 0,07457; к 1896—1897 гг. он уменьшился на 41,8% (0,04338) и даже за пять лет, к 1901—1902 гг., он вновь снизился на 14,2% (0,03722). За все 20 лет величина коэффициента уменьшилась, таким образом, более чем вдвое (50,1%). Небезынтересно отметить,

Таблица CIV. Коэффициенты смертности (m_x) для Москвы
Table CIV. Taux de mortalité (m_x) pour la ville de Moscou

	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—54	55—64
a	1	2	3	4	5	6	7	8
Мужской пол Sexe masculin								
1881—1882 гг.	0,00810	0,01247	0,01357	0,01615	0,01961	0,02566	0,03258	0,05480
1896—1897 гг.	0,00453	0,00666	0,00823	0,01154	0,01453	0,01915	0,02693	0,05273
1901—1902 гг.	0,00375	0,00538	0,00585	0,00856	0,01181	0,01611	0,02423	0,04678
1896—1897 гг. в процентах к 1881—1882 гг. par rapport à	55,9	53,4	60,6	71,5	74,1	74,6	82,7	96,2
1901—1902 гг. в процентах к 1896—1897 гг. par rapport à	82,8	80,8	71,1	74,2	81,3	84,1	90,0	88,7
1901—1902 гг. в процентах к 1881—1882 гг. par rapport à	46,3	43,1	43,1	53,0	60,2	62,8	74,4	85,4
Женский пол Sexe féminin								
1881—1882 гг.	0,00775	0,01015	0,01095	0,01344	0,01475	0,01805	0,02361	0,03790
1896—1897 гг.	0,00415	0,00625	0,00687	0,00863	0,00997	0,01326	0,01819	0,03459
1901—1902 гг.	0,00344	0,00526	0,00599	0,00736	0,00898	0,01085	0,01636	0,03166
1896—1897 гг. в процентах к 1881—1882 гг. par rapport à	53,5	61,6	62,7	64,2	67,6	73,5	77,0	91,3
1901—1902 гг. в процентах к 1896—1897 гг. par rapport à	82,9	84,2	87,2	85,3	90,1	81,8	89,9	91,5
1901—1902 гг. в процентах к 1881—1882 гг. par rapport à	44,4	51,8	54,7	54,8	60,9	60,1	69,3	83,5

что темп снижения смертности за первые 15 лет и последние 5 лет примерно один и тот же — немного меньше 3% в среднем за год. Такое быстрое уменьшение общей смертности населения можно встретить очень редко. О том же говорят и величины средней продолжительности жизни новорожденных мальчиков. По таблицам для 1881—1882 гг. продолжительность эта составляет всего 13,41 года, в 1896—1897 гг. она на 9,64 года больше, а в 1901—1902 гг. вырастает еще на 3,82 года.

Посмотрим теперь, какие периоды жизни человека и сколько они приобрели от этого колоссального прогресса жизнеспособности мужского организма в Москве. Смертность новорожденных мальчиков на первом году жизни в 1881—1882 гг. была велика до чрезвычайности — за год вымерло более 60% грудных младенцев. Естественно было бы ожидать очень большого падения интенсивности смертности в этом возрасте. И действительно, за 15 лет, отделяющие по времени наши первые две таблицы смертности, вероятность умереть у грудного мальчика уменьшилась весьма значительно — на 28,1%. По истечении следующих пяти лет она вновь снизилась, но уже всего на 5,3%. Темп падения смертности грудных мальчиков, таким образом, замедлился. За все 20 лет вероятность умереть снизилась немного меньше, чем на одну треть (31,9%).

Любопытны также вероятности, характеризующие интенсивность смертности детей старше 1 года. Вероятность у мальчика 1 года умереть в течение девяти последующих лет жизни в начале 80-х годов равна 0,34820; к концу 90-х годов она снизилась на 20,4% (0,27704). Чрезвычайно большой прогресс, однако, имел место за пять лет, отделяющих две последние таблицы смертности: снижение достигло тогда 24,2% (0,21010), а потому за все 20 лет оно почти достигло

40% (39,7%) величины большей, чем у грудных мальчиков. Естественно, что нежные детские организмы на первом году жизни легче, чем взрослые, поддаются вредным влияниям и погибают, вследствие чего социальный прогресс должен значительнее отражаться на мере смертности грудных детей. Жизнеспособность их в то же время в значительной мере обусловливается еще фактором естественного порядка — наследственностью. Влияние социального прогресса поэтому в еще более значительной степени сказывается на последующих старших детских возрастах, где влияние такого фактора менее ощутимо. Здесь уже эпидемии уносят ежегодно огромное количество жертв. Не удивительно поэтому, что прогресс экономических и социально-гигиенических условий существования человечества максимальное свое влияние оказывает именно на старшие детские возрасты.

Далеко не в такой степени можно ожидать его благотворного влияния на возрасты, составляющие трудовую жизнь человека. Вероятность у мужчины, дожившего до 20 лет, умереть до наступления 60 лет в 1881—1882 гг. равна была 0,62987, т. е. чуть ли не $^2/_3$ этих мужчин умирало в течение 40 лет. За 15 лет вероятность эта снизилась всего на 12,9%, достигнув 0,54891. Следующие пять лет были значительно более благоприятными для мужского населения в рабочих возрастах: интенсивность смертности там снизилась на 9,7%, а потому за 40 лет мужчин в рабочих возрастах умирало уже несколько менее половины (0,49542). Всего за 20 лет интенсивность смертности мужчин в возрастах 20—59 лет снизилась на 21,3%, т. е. в среднем она уменьшилась немного больше чем на 1% в год, в то время как у возрастов 1—9 лет — на 2%, а 0—1 года — на 1,5%. Приведем коэффициенты смертности для пятилетних периодов, чтобы уяснить, на каких возрастах трудовой жизни больше всего отразился социальный прогресс.

Полурабочие возрасты 15—19 лет стоят как бы особняком в той эволюции смертности мужчин, которая имела место в Москве в течение 20 лет. Взаимоотношения коэффициентов смертности по таблицам для 1881—1882 и 1896—1897 гг. выявляют полную закономерность. Мера смертности для возрастов 20—24 лет к концу XIX в. составляла всего 53,4% числа для начала 80-х годов. Вместе с ростом возраста прогресс имел все меньшие и меньшие размеры. Коэффициент у мужчин 25—29 лет составлял уже 60,6% меры 15 лет назад и т. д. до периода 55—64 лет, где он делается равным 96,2%.

Падение интенсивности смертности за пять лет, которое констатируют таблицы для 1901—1902 гг., представляет пеструю картину. Максимально падение для возрастов 25—29 лет, где коэффициент упал на 28,9%, впоследствии разница уменьшается, и в периоде 45—54 лет она составляет всего 10%. В результате сочетания эволюции смертности в течение первых 15 и вторых 5 лет получается одинаковое падение коэффициентов смертности для периодов 20—24 и 25—29 лет (на 56,9%), для 30—34 лет — на 47%, 35—39 — на 39,8%, 40—44 — на 37,2%, 45—54 — на 25,6% и 55—64 лет — на 14,6%. В возрастах полурабочих 15—19 лет имело место снижение коэффициента сперва на 44,1%, потом еще на 17,2%, всего же для 20-летнего периода — на 53,7%. Темп снижения вообще более значителен в конце XIX в., особенно у возрастов 30—34 лет.

Из приведенных выше чисел явствует, что 20-летняя эволюция смертности в Москве меньше всего отразилась на старческих возрастах. Интенсивность смертности у мужчин старше 60 лет по таблицам смертности для 1896—1897 гг. всего на 6,1% меньше, чем в начале 80-х годов, а по таблицам для 1901—1902 гг. на 2,7% меньше, чем по первым.

Всего за 20 лет интенсивность смертности стариков не снизилась даже и на 10% (8,6%).

Снижение смертности грудных девочек в Москве происходило примерно в той же пропорции, что и мальчиков. Вероятность умереть на первом году жизни к концу 90-х годов снизилась на 28%, а к началу XX в. еще на 5,4%, всего же разница между таблицами смертности для 1881—1882 и 1901—1902 гг. составляет 31,9%. Отношение между вероятностями умереть у грудных мальчиков и девочек осталось приблизительно на одном и том же уровне. Мальчики по нашим трем таблицам имели избыточную смертность в 8,0, 7,8 и 7,9%. Вероятность у девочки, достигшей 1 года, умереть в течение девяти следующих лет жизни несколько меньше, чем у мальчиков (0,33150, 0,25918 и 0,19350). Темп падения интенсивности смертности у них несколько больше, чем у мальчиков. Вероятность смерти у девочек за первые 15 лет снизилась всего на 21,8%, а за пять лет, отделяющих две последние таблицы смертности,— на 25,3%. Падение за все 20 лет составляло 41,6%, в то время как у мальчиков оно равно 39,7%. В результате такой своеобразной эволюции смертности у детей обоего пола в течение всех детских возрастов 0—9 лет избыточная смертность мальчиков по нашим таблицам растет. В 1881—1882 гг. она составляла 5,2%, в 1896—1897 гг.— 6%, а в 1901—1902 гг.— 6,8%.

Вероятность у 20-летней женщины умереть до достижения 60 лет по первым таблицам смертности равна 0,52310, по вторым — 0,42863, по третьим — 0,39182. К концу XIX в., таким образом, интенсивность смертности во всех рабочих возрастах у женщин снизилась значительно больше, чем у мужчин (на 18,1% против 12,9%), а к началу XX в. несколько меньше, чем у последних (на 8,6 и 9,7%). Общее снижение за 20 лет составляет 25,1%.

Увеличение жизнеспособности, естественно, далеко не в одинаковой мере коснулось отдельных возрастных периодов, из коих слагается трудовая жизнь. И здесь улучшение по таблицам для 1896—1897 гг. по сравнению с 1881—1882 гг. уменьшается вместе с увеличением возраста. Коэффициент смертности для периода 15—19 лет снизился на 46,5%, а для 55—64 лет — всего на 8,7%. Относительные числа, характеризующие уменьшение смертности у женщин к началу XX в., как и у мужчин, представляют пеструю картину. За 20 лет коэффициент смертности девушек в возрастах 15—19 лет снизился больше, чем у мужского пола (55,6%), равно как и в возрастах 40—44 лет и старше.

Разница в пользу женщин вообще невелика; она значительна в пользу мужчин для цветущих возрастов 20—24 и 25—29 лет. Своеобразно изменились взаимоотношения интенсивностей смертности населения Москвы в рабочих возрастах по полу. Вероятность умереть 20—59 лет у мужчины больше меры для женщины на 20,4, 28,1 и 26,4%. Коэффициент смертности женщин старше 60 лет за 15 лет снизился на 8,3%, а за последние 5 лет — на 1,4%, всего же за 20 лет — на 9,6%.

Общая смертность женских поколений, измеряемая коэффициентом смертности стационарного населения, по первым двум таблицам снизилась на 38,3%, а по третьей — еще на 13,2%, всего же для 20-летнего периода — на 46,5% (0,60680, 0,37425 и 0,32479). Темп падения смертности женского пола, таким образом, был несколько медленнее, чем у мужчин. Приняв коэффициент для женского стационарного населения за 100, получим следующие числа избыточной общей смертности для мужского: 22,9, 15,9 и 14,6%.

Наиболее характерными чертами эволюции смертности населения Москвы с начала 80-х годов XIX в. до начала XX в. были: 1) очень

быстрый темп снижения общей смертности мужского и женского пола; 2) более быстрый темп снижения, начиная с конца XIX в.; 3) несколько замедленное падение общей смертности женского пола по сравнению с мужским; 4) большое и притом довольно равномерное (по полу) снижение смертности у грудных детей; 5) максимальное снижение мер смертности у детей 1—9 лет; 6) большое, но все же меньшее, чем у детей, снижение интенсивности смертности в рабочих возрастах; 7) минимальное снижение в старческих возрастах.

Эволюция смертности в Ленинграде

Прежде чем вкратце охарактеризовать эволюцию смертности в Ленинграде с 1881 до 1923 г., следует сделать несколько предварительных замечаний. В. И. Борткевич опубликовал в 1889 г. таблицу смертности для обоих полов, вычисленную на основании данных переписи 1881 г. и смертных случаев за 1881 и 1882 гг.[125]. Сравнивая коэффициенты смертности, вычисленные на основании первичных статистических данных и его таблицы, находим, что для возрастных периодов старше 15 лет они расходятся не так уж значительно. Различия можно объяснить интерполированием, к которому прибегнул В. И. Борткевич. Однако этого нельзя сказать относительно периодов 5—9 и 10—14 лет. По его таблице коэффициент смертности для детей 5—9 лет равен 0,01066, у нас он составляет для мальчиков 0,01997, а для девочек — 0,01921; для периода 10—14 лет коэффициент у него 0,00540, у нас 0,01305 и 0,00712.

Значительна также разница и для первых пяти лет жизни, которую, однако, можно объяснить различиями в методах построения таблиц смертности. У нас до 5 лет прослеживается порядок вымирания реальных поколений, у него же, по-видимому, фиктивного поколения. Таблицы для города построены нами, как вероятно и им, без учета пригородов. Вследствие большой разницы в мерах интенсивности смертности детей наши таблицы имеют для них меньшие величины средней продолжительности жизни.

С. А. Новосельский и В. В. Паевский построили таблицы смертности для детей 0—4 лет согласно методу, описанному в главе III, для 1910—1911, 1923 гг. и, по-видимому, для 1918 г.[126]. Меры смертности детей по таблицам для 1920 г. установлены авторами на основании данных об умерших и живущих по переписи 28 августа 1920 г.[127]. Следует также отметить, что таблицы для этого года вычислены для одного только гражданского населения, все же остальные — для всех жителей.

Проследим в первую очередь эволюцию общей смертности мужского пола при помощи коэффициентов стационарного населения. Мера общей мужской смертности в 1881—1882 гг. лишь на немного не достигает 7% (0,06637). Это были годы исключительно высокой смертности от эпидемических болезней. Только от разного вида тифов умерло в 1881 г. 4893 души, что составляло 15% всех умерших[128]. За десятилетие смертность снизилась весьма значительно — на 35,2%; таблицы для 1896—1897 гг. констатируют новое уменьшение на 8,4%, для 1900—1901 гг.— на 5,6%, через 10 лет — еще на 13,3% (0,03227). Все

[125] Она напечатана в «Статистическом Ежегоднике С.-Петербурга, 1888», Спб., 1889, стр. 125—128 без каких-либо указаний на методы вычислений.

[126] Таблицы для 1918 г. (в сокращенном виде) напечатаны в статье «Life Tables of the City of Leningrad», «Metron», vol. V, No 2 (1925). См. стр. 52 этой статьи.

[127] См. «Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг.», «Материалы по статистике Ленинграда», вып. 6, 1925, стр. 142—143.

[128] Там же, стр. 134.

Таблица CV. Смертность в Ленинграде
Table CV. Mortalité à Léningrad

a		1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910-1911	1918	1920	1923
		1	2	3	4	5	6	7	8
Вероятность $q_{0/1}$ в процентах к $q_{0/1}$ предыдущей таблицы	м. п. s. m.	100,0	80,2	92,2	95,5	82,4	120,6	82,6	56,3
Quotient $q_{0/1}$ par rapp. à $q_{0/1}$ de la table précédente	ж. п. s. f.	100,0	75,1	93,3	96,3	83,1	126,1	80,4	55,0
$q_{0/1}$ муж. п. в процентах к $q_{0/1}$ для жен. п.		109,2	116,5	115,1	114,2	113,3	108,4	111,3	113,9
$q_{0/1}$ pour le s. masc. par rapp. à $q_{0/1}$ du s. féminin									
Вероятность $q_{1/9}$	м. п. s. m.	0,39050	0,30013	0,29045	0,26949	0,21332	0,26420	0,31982	0,14155
Quotient $q_{1/9}$	ж. п. s. f.	0,36804	0,27225	0,27231	0,24633	0,18872	0,22697	0,27180	0,13009
Вероятность $q_{1/9}$ в процентах к $q_{1/9}$ предыдущей таблицы	м. п. s. m.	100,0	76,9	96,8	92,8	79,2	123,9	121,1	44,3
Quotient $q_{1/9}$ par rapp. à $q_{1/9}$ de la table précédente	ж. п. s. f.	100,0	74,0	100,0	90,5	76,6	121,3	118,7	47,9
$q_{1/9}$ для муж. п. в процентах к $q_{1/9}$ для жен. п.		106,1	110,2	106,7	109,4	113,0	115,4	117,7	108,8
$q_{1/9}$ pour le s. masc. par rapp. à $q_{1/9}$ du s. féminin									
Вероятность $q_{20/59}$	м. п. s. m.	0,74415	0,61017	0,57173	0,57049	0,60957	0,91467	0,88612	0,51915
Quotient $q_{20/59}$	ж. п. s. f.	0,54378	0,44643	0,40402	0,38735	0,39128	0,74645	0,73140	0,32541
Вероятность $q_{20/59}$ в процентах к $q_{20/59}$ предыдущей таблицы	м. п. s. m.	100,0	82,0	93,7	99,8	106,9	150,0	96,9	58,6
Quotient $q_{20/59}$ par rapp. à $q_{20/59}$ de la table précédente	ж. п. s. f.	100,0	82,1	90,5	95,9	101,0	190,8	98,0	44,5
$q_{20/59}$ муж. п. в процентах к $q_{20/59}$ для жен. п.		136,8	136,7	141,5	147,3	155,8	122,5	121,2	159,5
$q_{20/59}$ pour le s. masc. par rapp. à $q_{20/59}$ du s. féminin									
Коэффициент стационарного населения старше 60 лет	м. п. s. m.	0,10588	0,09852	0,08654	0,08347	0,09461	0,23202	0,21459	0,08319
Taux de mortalité de la population stationnaire âgée de plus de 60 ans	ж. п. s. f.	0,08393	0,07454	0,06527	0,07158	0,07179	0,15848	0,15873	0,06423
Коэффициент в процентах к мере для предыдущей таблицы	м. п. s. m.	100,0	93,0	87,8	96,5	113,3	245,2	92,5	38,8
Taux de mortalité par rapport à sa valeur dans la table précédente	ж. п. s. f.	100,0	88,8	87,6	109,7	100,3	220,8	100,2	40,5
Коэффициент для муж. п. в процентах к коэффициенту для жен. п.		126,2	132,2	132,6	116,6	131,8	146,6	135,2	129,7
Taux pour le s. masc. par rapp. à celui du s. féminin									
Коэффициент стационарного населения	м. п. s. m.	0,06637	0,04303	0,03943	0,03722	0,03227	0,04988	0,04871	0,02438
Taux pour la population stationnaire	ж. п. s. f.	0,04940	0,03382	0,03180	0,03008	0,02618	0,03867	0,03801	0,02064
Коэффициент стационарного населения в процентах к мере предыдущей таблицы.	м. п. s. m.	100,0	64,8	91,6	94,4	86,7	154,6	97,7	50,0
Taux pour la population stationnaire par rapport à sa valeur dans la table précédente	ж. п. s. f.	100,0	68,5	94,0	94,6	87,0	147,7	98,3	54,3
Коэффициент для муж. п. в процентах к коэффициенту для жен. п.		134,4	127,2	124,0	123,7	123,3	129,0	128,2	118,1
Taux pour le s. masc. par rapp. à celui du s. féminin									

же даже предвоенная общая смертность в Ленинграде была весьма значительна. Общая смертность мужчин в 1918 г. больше, чем в 1910—1911 гг., на 54,6%, но коэффициент ее все же меньше, чем он был в 1881—1882 гг.

По таблицам для 1920 г. выходит, будто бы общая смертность мужчин и притом без военных, т. е. физически наиболее сильной и здоровой части населения, уменьшилась по сравнению с 1918 г. на 2,3%. Внушает сомнение также и число для 1923 г. Мера общей мужской смертности снизилась по сравнению с 1920 г. ровно вдвое. Коэффициент смертности стационарного населения сделался даже на 24,6% меньше, чем в 1910—1911 гг.

Разгадка таких непонятных и противоречащих нашим теоретически обоснованным числам будет найдена, быть может, при анализе эволюции детской смертности. Вероятность у новорожденного мальчика умереть на первом году жизни в 1881—1882 гг. была чрезвычайно велика — их вымирало почти 45%, но все же значительно меньше, чем в Москве в это же время (60,3%). Она в значительной мере объясняется наличием в обеих столицах воспитательных домов с огромной смертностью. За 10 лет, к началу 90-х годов эта вероятность снизилась на 19,8%, к 1896—1897 гг.— на 7,8%, к 1900—1901 гг.— снова на 4,5%, а к 1910—1911 гг.— еще на 17,6%. Всего за 30 лет мирной жизни смертность грудных мальчиков снизилась на 41,8%.

1918 г. принес большой рост смертности грудных детей по сравнению с 1910—1911 гг.— на 20,6%. Неправдоподобным представляется большое снижение смертности грудных детей, которое имело место в 1920 г. по сравнению с 1918 г.,— на 17,4%. Выходит, что вероятность умереть у грудного мальчика в 1920 г. была даже меньше, чем в 1910—1911 гг. Здесь, по-видимому, имели место такие вполне понятные для 1920 г. дефекты статистических материалов, которые не могли устранить даже наши лучшие статистики — авторы указанных работ.

Очень низкой представляется также вероятность у новорожденного мальчика умереть в 1923 г. По сравнению с 1920 г. она снизилась чуть ли не вдвое (на 43,7%), а по сравнению с 1918 г.— на 53,5%. Авторы дают такое объяснение этому: «Здесь существенная роль должна быть приписана повышению культурного уровня матерей в смысле большего ознакомления их с правильным уходом за ребенком и его вскармливанием, чему способствовало широкое развитие детских консультаций»[129]. На наш взгляд, вряд ли в 1923 г. эти причины в Ленинграде могли вызвать сказочное падение смертности грудных детей, которое отмечают таблицы смертности[130]. Смертность грудных детей, как указано выше, определяется главным образом наследственностью и общими условиями жизни, которые в 1923 г. были еще далеко не благоприятными.

Сравним вероятность для мальчика 1 года умереть в течение последующих девяти лет жизни. В 1881—1882 гг. их умирало немного меньше 40%; через 10 лет интенсивность смертности уменьшилась на 23,1%, к 1896—1897 гг.— еще на 2,3%, к 1900—1901 гг.— значительно больше (на 7,2%), а таблицы для 1910—1911 гг. констатируют новое весьма значительное снижение (на 20,8%). В общем, за 30 лет уменьшение смертности мальчиков 1—9 лет достигло 45,4%, т. е. оно было не-

---

[129] «Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг.», стр. 161.

[130] В. В. Паевский вычислил очень интересные таблицы смертности для грудных детей за 1923, 1924 и 1925 гг. В протекании смертности по мелким возрастным периодам мы не обнаружили незакономерностей, которые подтверждали бы общую неправдоподобность чисел 1923 г.

много больше, чем для грудных детей (41,8%). В 1918 г. у них наблюдался несколько больший рост смертности, чем у мальчиков до 1 года (23,9 и 20,6%). Очень интересным является то, что по таблицам для 1920 г. смертность мальчиков 1—9 лет выросла по сравнению с 1918 г. на 21,1%, в то время как у грудных детей она снизилась на 17,4%. Думается, что эти числа подтверждают наше мнение о дефектности первичных статистических материалов, которые послужили основой для вычисления таблиц смертности 1920 г., и эта дефектность отразилась в первую очередь на мерах смертности грудных детей.

Маловероятным представляется нам также колоссальное падение смертности мальчиков 1—9 лет в 1923 г.— более чем вдвое по сравнению с 1920 г. (на 55,7%). Вероятность мальчику 1 года умереть в течение девяти следующих лет жизни составляет всего 0,14155, в то время как в 1910—1911 гг. она достигала 0,21332, т. е. была на 50,7% выше.

Весьма интересна эволюция смертности мужского населения в рабочих возрастах 20—59 лет. По таблицам смертности для 1881—1882 гг. мужчин за 40 лет трудовой жизни вымирало почти три четверти. Через 10 лет мы обнаруживаем падение на 18% этой чрезвычайно большой смертности, а к 1896—1897 гг.— дальнейшее уменьшение на 6,3%. Таблицы смертности для 1900—1901 гг. констатируют почти тот же уровень смертности, что и предыдущие (99,8%), а к 1910—1911 гг. интенсивность смертности даже увеличивается на 6,9%. В 1918 г. она возросла по сравнению с 1910—1911 гг. ровно в 1,5 раза. Число для 1920 г. опять внушает некоторые сомнения насчет качества материала, послужившего основой для вычисления таблиц смертности. Даже без мужчин, находящихся в армии, т. е. наиболее сильных и здоровых, вероятность умереть в течение 40 лет трудовой жизни снизилась на 43,1% по сравнению с 1918 г. В 1923 г. она вновь уменьшилась в весьма значительной степени (на 41,4%). Вероятность умереть у мужчин 20—59 лет в 1923 г. равна 0,32541, а в 1910—1911 гг.— 0,39128, т. е. на 20,2% больше.

Некоторый свет на эти любопытные числа проливают коэффициенты смертности для отдельных возрастных периодов, из которых слагается трудовая жизнь. Мы приводим поэтому таблицу относительных чисел для коэффициентов, где величины предыдущих таблиц приняты за 100.

Наибольшую закономерность находим в числах 1890—1891 гг. Коэффициенты для последовательных возрастных периодов констатируют все меньший и меньший рост жизнеспособности мужчин наряду с увеличением возраста. Коэффициент для 20—24-летних составлял всего 53% меры для 1881—1882 гг., а для 55—64-летних — уже 83%. Прочие таблицы смертности такой закономерности в чистом виде не устанавливают. Бросается в глаза довольно большой рост интенсивности смертности в 1920 г. у возрастной группы 20—24 лет по сравнению с 1918 г. (на 15,8%), в то время как коэффициенты для остальных периодов меньше. Довольно закономерны отношения чисел 1923 г. к 1920 г.— они составляют около трети последних. Таблицы для 1900—1901, отчасти и для 1910—1911 гг. констатируют некоторый рост смертности мужчин 45—64 лет.

Далеко не безынтересным представляется сравнение коэффициентов для последовательных возрастных периодов по одним и тем же таблицам смертности. В пяти из приводимых восьми таблиц мера для 25—29-летних больше, чем для предыдущего пятилетнего периода (от 4,7 до 9,3%), а в трех она меньше: в 1881—1882 гг.— на 7%, в 1920 г.— на 18,7% и в 1923 г.— на 13,6%. Регулярный рост интенсивности смерт-

Таблица CVI. Коэффициенты смертности для Ленинграда в процентах к числам предыдущей таблицы

Table CVI. Pourcentage des taux de mortalité pour Léningrad par rapport aux valeurs de la table précédente

Годы Années	Мужской пол Sexe masculin						Женский пол Sexe féminin					
	20—24	25—29	30—34	35—44	45—54	55—64	20—24	25—29	30—34	35—44	45—54	55—64
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1890—91	53,0	59,7	64,8	66,9	69,6	83,0	65,8	65,6	77,4	72,4	78,5	79,3
1896—97	80,9	83,2	86,9	83,7	95,5	90,3	91,7	86,6	82,8	84,8	85,2	91,7
1900—01	92,0	89,7	87,2	98,3	102,7	106,1	93,5	79,2	87,1	94,8	97,3	99,5
1910—11	103,8	105,3	104,6	103,7	117,5	108,8	90,9	104,1	106,0	101,6	106,7	104,5
1918	289,5	297,1	263,3	222,8	239,2	292,7	230,4	236,6	223,1	245,8	286,2	331,8
1920	115,8	86,2	83,1	95,0	90,1	89,3	107,1	100,1	95,3	100,8	93,0	90,3
1923	33,2	35,2	37,7	34,3	33,1	31,4	43,5	41,1	39,0	29.1	29,0	25,9

ности вместе с возрастом и без особых скачков имел место в 1896—1897 и 1900—1901 гг.; таблицы для 1910—1911, 1918 гг., отчасти и для 1923 г. констатируют непропорционально большую смертность мужчин в возрастах 45—54 лет.

Рассмотрим теперь интенсивность смертности мужчин в возрастах старше 60 лет. Коэффициент смертности стационарного населения уменьшился у них к 1890—1891 гг. на 7%, к 1896—1897 гг.— еще на 12,2% и к 1900—1901 гг.— снова на 4,5%. Таблицы смертности для 1910—1911 гг. констатируют значительный рост смертности стариков (13,3%), в 1918 г. их вымерло на 145,2% больше, чем 7—8 лет назад, в 1920 г.— на 7,5% меньше, чем в 1918 г., а в 1923 г. смертность среди них снизилась больше чем в 2,5 раза (на 61,2%).

Падение интенсивности смертности стариков протекало вначале более замедленными темпами, чем для мужчин 20—59 лет, особенно же по сравнению с детьми. Смертность стариков увеличилась в 1910—1911 гг. в большей мере, чем у 20—59-летних, непропорционально велика была их смертность в 1918 г. Таблицы для 1923 г. констатируют максимальный рост жизнеспособности как раз у стариков.

Эволюция смертности грудных девочек имела некоторые отличительные черты. За первое десятилетие вероятность умереть на первом году жизни упала больше, чем у мальчиков (на 24,9%), а затем стала уменьшаться в несколько меньшей мере: в 1896—1897 гг.— на 6,7%, 1900—1901 гг.— на 3,7%, 1910—1911 гг.— на 16,9%. В 1918 г. она повысилась на 26,1%, т. е. значительно больше, чем у мальчиков, но в 1920 г. снизилась зато в большей степени (на 19,6%), точно так же, как и в 1923 г. (на 45%). Соответственно этому неодинаковыми оставались взаимоотношения вероятностей умереть у грудных мальчиков и девочек. Приняв последние за 100, получим, что избыточная смертность мальчиков с 9,2% в 1881—1882 гг. поднялась за 10 лет до 16,5%. Годы 1918, отчасти также 1920 оказали влияние в противоположном направлении, непропорционально увеличив меру смертности девочек. Избыточная смертность мальчиков до 1 года в это время снизилась до 8,4 и 11,3%. По остальным таблицам она составляет 13—15%. Минимальную вероятность умереть находим в 1923 г. (0,12889), а максимальную в 1881—1882 гг. (0,41207); число для 1910—1911 гг. очень значительно (0,23433).

Бо́льшие своеобразия смертности по сравнению с мальчиками имели место у девочек 1—9 лет. Избыточная смертность мальчиков в этих возрастах в 1881—1882 гг. составляла 6,1%; через 10 лет она возросла до 10,2%; к 1896—1897 гг. снова снизилась почти до прежней величины (6,7%); к 1900—1901 гг. опять поднялась до 9,4%, в 1910—1911 гг. достигла 13%, в 1918 г.— 15,4%, в 1920 г.— 17,7%, а в 1923 г. снизилась вдвое (8,8%). Максимальную вероятность умереть у девочки 1—9 лет находим для 1881—1882 гг. (0,36804), а минимальную — для 1923 г. (0,13009). Рост смертности девочек в 1920 г. по сравнению с 1918 г. был несколько меньше, чем у мальчиков (18,7 и 21,1%).

Очень показательны числа, характеризующие смертность женщин во всех рабочих возрастах 20—59 лет. В 1881—1882 гг. за 40 лет трудовой жизни их вымирало более половины (0,54378), причем избыточная смертность мужчин составляла все же 36,8%. К 1890—1891 гг. меры смертности обоих полов упали почти на одну и ту же величину (18 и 17,9%), а потому избыточная мужская смертность осталась на уровне 36,7%. Три дальнейшие серии дореволюционных таблиц смертности констатируют увеличивающуюся жизнеспособность женщин по сравнению с мужчинами. Вероятность умереть 20—59 лет у мужчин превосходила меру для женщин в 1896—1897 гг. на 41,5%, в 1900—1901 гг.— на 47,3%, а в 1910—1911 гг., несмотря на рост у женщин интенсивности смертности по сравнению с предыдущим десятилетием, избыточная смертность мужчин составляла 55,8%. Таблицы смертности для 1918 г. констатируют, что в это время жизнеспособности как мужских, так и женских организмов в рабочих возрастах значительно сблизились между собой. Вероятность умереть у мужчин возросла по сравнению с 1910—1911 гг. на 50%, а у женщин — на 90,8%. 1920 г. принес дальнейшее ухудшение сравнительной смертности женщин, правда в небольшом размере. Избыточная мужская смертность в 1918 г. составляла всего 22,5%, а в 1920 г. даже 21,2% — число, минимальное для всего ряда. Улучшение жизнеспособности, имевшее место в 1923 г. по сравнению с 1920 г., в большей мере послужило на пользу женщинам в рабочих возрастах, чем мужчинам. Вероятность смерти у мужчин снизилась всего на 41,4%, в то время как у женщин на 55,5%. В результате избыточная смертность мужчин достигла максимальной величины (59,5%), превосходящей даже числа для 1910—1911 гг.

С. А. Новосельский и В. В. Паевский объясняют повышение смертности женского населения средних и пожилых рабочих возрастов существенным влиянием широкого вовлечения в работу и службу ранее несамодеятельных женщин (домашних хозяек и др.). По-видимому, здесь большую роль играли и другие факторы, ибо основное непропорциональное повышение сравнительной женской смертности приходится на 1918 г., в то время как в 1920 г. оно было незначительно. Каким образом протекала эволюция смертности в отдельных возрастных периодах, из которых слагается трудовая жизнь, можно видеть из чисел таблицы.

Остается общим образом охарактеризовать интенсивность смертности женщин старше 60 лет. За первые 9—10 лет, т. е. к 1890—1891 гг., коэффициент смертности стационарного женского населения старше 60 лет снизился на 11,2%, а к 1896—1897 гг.— еще на 12,4%. В противоположность мужчинам к 1900—1901 гг. он увеличился на 9,7%, в то время как у мужчин снизился на 3,5%. Зато к 1910—1911 гг. коэффициент у женщин остается почти без изменений, а у мужчин он увеличивается на 13,3%.

В 1918 г. коэффициент смертности старух увеличился по сравнению с довоенным на 120,8%, в 1920 г. он почти не претерпел изменений, а в 1923 г. снизился на 59,5%. В результате неодинакового протекания смертности обоих полов избыточная смертность мужчин колеблется между 16,6% (в 1900—1901 гг.) и 46,6% (в 1918 г.).

Выходит, что 1918 г. больше всего отразился на жизнеспособности лиц пожилых возрастов, значительно меньше — на людях в рабочих возрастах и меньше всего — на детях.

ТАБЛИЦЫ

Таблица CVII. Таблицы смертности для Киева (l_x, $\mathring{e}_x$)
Table CVII. Tables de mortalité pour la ville de Kiev (l_x et $\mathring{e}_x$)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	Числа доживающих Nombres des survivants l_x		Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\mathring{e}_x$		Числа доживающих Nombres des survivants l_x		Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\mathring{e}_x$		
	1873—1874	1896—1897	1873—1874	1896 1897	1873—1874	1896 - 1897	1873—1874	1896—1897	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	100 000	100 000	20,92	28,71	100 000	100 000	23,64	32,62	0
1	62 515	63 814	32,26	43,81	68 543	66 489	33,33	47,89	1
2	52 836	59 119	37,08	46,25	58 676	61 982	37,85	50,33	2
3	47 017	56 971	40,61	46,97	53 165	60 358	40,73	50,67	3
4	44 318	55 697	42,05	47,03	49 993	59 049	42,28	50,79	4
5	41 815	54 770	43,53	46,82	47 187	58 070	43,76	50,63	5
10	37 618	52 482	43,11	43,75	42 113	56 017	43,74	47,40	10
15	36 457	51 159	39,41	39,82	40 746	55 015	40,12	43,22	15
25	33 653	48 403	32,28	31,80	36 885	51 649	33,80	35,71	25
35	30 223	43 674	25,38	24,71	32 299	46 829	27,90	28,88	35
45	24 854	36 273	19,81	18,76	27 224	41 369	22,19	22,04	45
55	18 606	27 458	14,84	13,23	21 769	33 079	16,53	16,34	55
65	11 692	16 030	10,78	9,34	15 344	23 852	11,46	10,81	65
75	5 954	8 066	6,86	4,05	7 568	12 236	8,54	6,72	75
85	1 843	711	3,00	2,03	2 854	3 088	5,62	4,89	85
95	—	—	—	—	567	369	3,00	5,45	95

Таблица CVIII. Таблицы смертности для Киева (m_x, L_x)
Table CVIII. Tables de mortalité pour la ville de Kiev (m_x et L_x)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	Коэффициент смертности Taux de mortalité m_x		Стационарное население Population stationnaire L_x		Коэффициент смертности Taux de mortalité m_x		Стационарное население Population stationnaire L_x		
	1873—1874	1896 - 1897	1873—1874	1896—1897	1873 - 1874	1896—1897	1873—1874	1896 - 1897	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	0,49973	0,47691	75 301	75 876	0,39804	0,43151	79 029	77 659	0—1
1—2	0,16782	0,07638	57 675	61 466	0,15512	0,07016	63 609	64 235	1—2
2—3	0,11655	0,03701	49 926	58 045	0,09855	0,02655	55 921	61 170	2—3
3—4	0,05910	0,02262	45 667	56 334	0,06150	0,02193	51 579	59 703	3—4
4—5	0,05812	0,01678	43 066	55 233	0,05775	0,01672	48 590	58 559	4—5
5—9	0,02113	0,00853	198 586	268 130	0,02273	0,00720	223 250	285 217	5—9
10—14	0,00627	0,00510	185 187	259 102	0,00660	0,00361	207 147	277 580	10—14
15—24	0,00800	0,00554	350 410	497 715	0,00995	0,00631	387 917	533 185	15—24
25—34	0,01074	0,01027	319 155	460 083	0,01326	0,00979	345 540	492 090	25—34
35 44	0,01950	0,01852	274 732	398 878	0,01705	0,01238	297 072	440 570	35—44
45—54	0,02875	0,02766	216 169	317 123	0,02227	0,02227	244 203	371 085	45—54
55—64	0,04564	0,05256	150 090	213 620	0,03463	0,03241	184 163	282 778	55—64
65—74	0,06504	0,06610	85 235	117 095	0,06787	0,06438	111 160	175 640	65—74
75—84	0,10545	0,16759	35 309	31 209	0,09046	0,11940	48 578	67 098	75—84
85—94	0,26744	0,35784	5 529	1 441	0,13372	0,15730	14 341	13 099	85 - 94
95 и старше et plus	—	0,23333	—	—	—	0,13158	1 701	2 010	95 и старше et plus

Таблица CIX. Таблицы смертности для Одессы (l_x, $\mathring{e}_x$)
Table CIX. Tables de mortalité pour la ville d'Odessa (l_x et $\mathring{e}_x$)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	Числа доживающих Nombres des survivants l_x		Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\mathring{e}_x$		Числа доживающих Nombres des survivants l_x		Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\mathring{e}_x$		
	1892—1893	1896—1897	1892—1893	1896—1897	1892—1893	1896—1897	1892—1893	1896—1897	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	100 000	100 000	30,55	32,67	100 000	100 000	35,84	37,40	0
1	72 030	74 439	41,28	42,78	76 032	75 925	46,03	48,15	1
2	64 460	66 863	45,07	46,57	68 806	69 137	49,81	51,83	2
3	61 312	63 600	46,36	47,93	65 906	65 981	50,98	53,29	3
4	59 684	61 859	46,61	48,27	64 002	64 285	51,49	53,08	4
5	58 294	60 500	46,71	48,34	62 819	62 875	51,45	53,88	5
10	54 976	57 254	44,37	45,94	59 606	59 718	49,08	51,59	10
15	53 533	55 846	40,50	42,04	58 026	58 235	45,35	47,84	15
25	50 062	52 650	32,97	34,29	54 193	54 509	38,21	40,77	25
35	45 532	47 995	25,75	27,13	50 134	50 569	30,90	33,56	35
45	38 302	40 926	19,69	20,97	45 243	46 204	23,71	26,27	45
55	28 773	31 942	14,62	15,51	38 330	39 685	17,10	19,78	55
65	19 334	20 964	9,43	11,15	28 785	30 146	11,17	14,51	65
75	8 177	10 602	6,21	7,57	14 836	18 012	7,37	11,13	75
85	1 758	3 068	4,84	6,20	4 148	9 625	5,96	6,89	85
95	240	544	3,00	7,75	933	1 995	3,12	8,61	95

Таблица CX. Таблицы смертности для Одессы (m_x, L_x)
Table CX. Tables de mortalité pour la ville d'Odessa (m_x et L_x)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	Коэффициент смертности Taux de mortalité m_x		Стационарное население Population stationnaire L_x		Коэффициент смертности Taux de mortalité m_x		Стационарное население Population stationnaire L_x		
	1892—1893	1896 1897	1892—1893	1896—1897	1892—1893	1896—1897	1892 - 1893	1896 - 1897	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	0,34381	0,30812	81 353	82 959	0,28526	0,28678	84 021	83 950	0—1
1—2	0,11092	0,10723	68 245	70 651	0,09978	0,09359	72 419	72 531	1—2
2—3	0,05006	0,05002	62 886	65 232	0,04305	0,04671	67 356	67 559	2—3
3—4	0,02691	0,02775	60 498	62 730	0,02931	0,02604	64 954	65 133	3—4
4—5	0,02356	0,02221	58 989	61 180	0,01866	0,02218	63 410	63 580	4 5
5—9	0,01172	0,01103	283 175	293 783	0,01050	0,01030	306 062	306 483	5—9
10—14	0,00532	0,00498	271 272	281 560	0,00537	0,00503	294 080	294 875	10—14
15—24	0,00670	0,00589	517 827	540 095	0,00683	0,00661	560 927	564 923	15—24
25—34	0,00948	0,00925	477 705	500 825	0,00778	0,00750	521 437	527 778	25—34
35—44	0,01725	0,01590	418 390	441 998	0,01025	0,00902	476 572	485 960	35—44
45—54	0,02841	0,02466	333 672	361 385	0,01654	0,01518	417 148	430 883	45—54
55—64	0,03924	0,04150	238 198	260 518	0,02844	0,02732	333 873	349 170	55—64
65—74	0,08112	0,06565	131 643	152 793	0,06396	0,05039	212 383	238 033	65—74
75—84	0,12922	0,11030	42 271	60 948	0,11259	0,06069	84 573	134 740	75—84
85—94	0,15190	0,13975	7 783	14 732	0,12656	0,13133	21 799	49 335	85—94
95 и старше et plus	0,22917	0,07692	720	4 185	0,18478	0,06863	2 912	14 322	95 и старше et plus

Таблица CXI. Таблицы смертности для Москвы (l_x, $\mathring{e}_x$)
Table CXI. Tables de mortalité pour la ville de Moscou (l_x et $\mathring{e}_x$)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin						Женский пол Sexe féminin					
	Числа доживающих Nombres des survivants l_x			Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\mathring{e}_x$			Числа доживающих Nombres des survivants l_x			Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\mathring{e}_x$		
	1881—1882	1896—1897	1901—1902	1881—1882	1896—1897	1901—1902	1881—1882	1896—1897	1901—1902	1881 1882	1896—1897	1901 - 1902
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0	100 000	100 000	100 000	13,41	23,05	26,87	100 000	100 000	100 000	16,48	26,72	30,79
1	39 710	56 628	58 943	32,27	39,46	44,35	44 172	59 778	61 958	35,89	43,47	48,49
2	33 923	49 509	52 687	36,68	44,06	48,56	38 118	52 648	55 926	40,51	48,29	52,67
3	31 359	46 508	50 449	38,64	45,87	49,69	35 202	49 749	53 768	42,82	50,08	53,76
4	29 586	44 717	49 262	39,93	46,68	49,88	33 462	48 054	52 600	44,02	50,83	53,95
5	28 474	43 675	48 490	40,47	46,79	49,66	32 335	47 020	51 865	44,54	50,93	53,70
10	25 883	40 940	46 559	39,26	44,50	46,62	29 529	44 285	49 969	43,54	48,93	50,65
15	24 986	40 198	45 923	35,59	40,28	42,23	28 606	43 478	49 255	39,86	44,79	46,35
25	22 531	37 986	43 858	28,93	32,33	33,99	26 147	41 238	47 125	33,14	36,95	38,22
35	19 444	34 469	40 890	22,74	25,13	26,09	23 164	38 190	44 117	26,78	29,50	30,48
45	15 563	29 217	35 654	17,20	18,39	19,20	19 688	34 067	39 999	20,64	22,48	23,11
55	11 203	22 283	27 949	12,03	12,61	13,16	15 550	28 387	33 948	14,87	16,00	16,36
65	6 384	12 985	17 353	7,60	8,29	8,32	10 582	20 016	24 668	9,60	10,68	10,71
75	2 065	4 713	6 312	4,48	5,16	5,22	4 767	10 317	12 147	5,80	6,40	7,04
85	250	727	1 049	3,60	3,57	3,00	1 019	2 677	3 583	3,00	3,31	4,15

Таблица CXII. Таблицы смертности для Москвы (m_x, L_x)
Table CXII. Tables de mortalité pour la ville de Moscou (m_x et L_x)

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin						Женский пол Sexe féminin					
	Коэффициент смертности Taux de mortalité m_x			Стационарное население Population stationnaire L_x			Коэффициент смертности Taux de mortalité m_x			Стационарное население Population stationnaire L_x		
	1881—1882	1896—1897	1901—1902	1881—1882	1896—1897	1901—1902	1881—1882	1896—1897	1901—1902	1881—1882	1896—1897	1901—1902
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0—1	1,00808	0,61014	0,56530	59 807	71 085	72 629	0,88925	0,54959	0,50968	62 781	73 185	74 639
1—2	0,15719	0,13415	0,11208	36 816	53 068	55 815	0 14714	0,12684	0,10234	41 145	56 213	58 942
2—3	0,07855	0,06515	0,04340	32 641	48 009	51 568	0,07954	0,05882	0,03752	36 660	51 199	54 847
3—4	0,05818	0,03823	0,02381	30 472	45 613	49 855	0,05068	0,03429	0,02196	34 332	48 902	53 184
4—5	0,03831	0,02452	0,01580	29 030	44 196	48 876	0,03426	0,02247	0,01407	32 898	47 537	52 232
5—9	0,01907	0,01293	0,00813	135 892	221 538	237 622	0,01815	0,01198	0,00745	154 660	228 263	254 585
10—14	0,00705	0,00366	0,00275	127 172	202 845	231 205	0,00635	0,00368	0 00288	145 337	219 408	248 060
15 · 24	0,01034	0,00566	0,00460	237 427	390 865	448 847	0,00898	0,00529	0,00442	273 627	423 505	481 840
25—34	0,01471	0,00971	0,00700	209 592	362 065	423 615	0,01210	0,00767	0 00659	246 333	396 995	456 090
35—44	0,01217	0,01649	0,01368	174 498	328 885	382 270	0,01622	0,01141	0,00979	213 910	360 988	420 355
45—54	0,03258	0,02693	0,02423	132 935	256 325	316 848	0,02361	0,01819	0,01636	175 475	311 620	369 112
55—64	0,05480	0,05273	0,04678	86 253	173 220	223 370	0,03790	0,03459	0,03166	129 375	240 338	291 230
65—74	0,10222	0,09348	0,09331	39 278	83 360	111 493	0,07577	0,06395	0,06802	73 888	147 774	178 588
75—84	0,15894	0,14657	0,14301	8 569	21 713	29 794	0,12954	0,11759	0,10889	24 593	57 165	70 690
85—94	0,29091	0,23977	0,21925	690	2 165	3 147	0,26601	0,23009	0,17149	3 057	7 524	13 325
95 и старше et plus	—	0,23529	0,23913	—	430	—	—	0,18519	0,13333	—	1 336	1 535

Таблица CXIII. Таблицы смертности для Ленинграда (l_x). Мужской пол
Table CXIII. Tables de mortalité pour la ville de Léningrad (l_x). Sexe masculin

Возраст Age	1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910—1911	1918	1920	1923	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
1	55 011	63 940	66 747	68 233	73 822	68 433	73 920	85 315	1
2	45 375	54 844	57 653	59 065	65 757	61 108	65 022	79 727	2
3	40 954	51 073	53 808	55 614	62 899	57 680	60 435	77 666	3
4	38 667	49 069	51 828	53 733	61 364	55 899	57 754	76 276	4
5	37 053	47 787	50 490	52 458	60 276	54 481	55 393	75 564	5
10	33 529	44 750	47 361	49 845	58 074	50 353	50 279	73 239	10
15	31 410	43 498	45 702	48 453	56 910	47 615	47 491	71 716	15
20	—	—	—	—	55 091	43 395	43 565	69 673	20
25	25 764	39 338	41 720	44 698	52 725	38 216	37 602	66 357	25
35	20 843	34 496	37 288	40 511	47 455	28 505	29 354	60 618	35
45	15 039	27 756	31 090	33 881	39 376	18 715	19 688	52 944	45
55	9 677	20 474	23 251	25 140	27 614	7 777	9 498	41 166	55
60	—	—	—	—	21 509	3 703	4 961	33 502	60
65	4 951	11 818	14 189	14 870	15 585	1 271	1 888	25 797	65
70	—	—	—	—	10 033	295	507	18 196	70
75	1 619	4 380	5 940	5 442	5 738	34	66	11 276	75
85	177	355	1 433	873	936	—	—	2 397	85
95	—	—	—	75	21	—	—	160	95

Таблица CXIV. Таблицы смертности для Ленинграда (m_x). Мужской пол
Table CXIV. Tables de mortalité pour la ville de Léningrad (m_x). Sexe masculin

Возраст Age	1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910—1911	1918	1920	1923	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	0,64263	0,47472	0,42725	0,40302	0,31712	0,39981	0,32497	0,16279	0—1
1—2	0,19198	0,15315	0,14621	0,14404	0,11556	0,11309	0,11901	0,06772	1—2
2—3	0,10242	0,07121	0,06899	0,06019	0,04443	0,05772	0,07312	0,02619	2—3
3—4	0,05745	0,04002	0,03748	0,03440	0,02471	0,03136	0,04537	0,01806	3—4
4—5	0,04263	0,02647	0,02615	0,02401	0,01789	0,02569	0,04173	0,00938	4—5
5—9	0,01997	0,01313	0,01279	0,01022	0,00748	0,01578	0,01952	0,00626	5—9
10—14	0,01305	0,00567	0,00713	0,00566	0,00405	0,01120	0,01142	0,00421	10—14
15—19	0,01773	0,00850	0,00894	0,00758	0,00640	0,01846	0,01717	0,00577	15—19
20—24	0,02142	0,01135	0,00918	0,00845	0,00877	0,02539	0,02940	0,00975	20—24
15—24	0,01975	0,01004	0,00911	0,00806	0,00761	0,02173	0,02292	0,00772	15—24
25—29	0,01991	0,01188	0,00989	0,00887	0,00934	0,02775	0,02391	0,00842	25—29
30—34	0,02279	0,01477	0,01283	0,01119	0,01170	0,03081	0,02559	0,00966	30—34
25—34	0,02112	0,01311	0,01122	0,00983	0,01049	0,02917	0,02470	0,00903	25—34
35—39	0,03244	0,02071	0,01658	0,01667	0,01575	0,03559	0,03366	0,01114	35—39
40—44	0,03223	0,02294	0,02018	0,01938	0,02148	0,04806	0,04584	0,01589	40—44
35—44	0,03235	0,02165	0,01813	0,01783	0,01849	0,04119	0,03915	0,01343	35—44
45—49	0,04301	0,02788	0,02603	0,02734	0,02941	0,07097	0,06731	0,02157	45—49
50—54	0,04388	0,03367	0,03280	0,03315	0,04125	0,10220	0,08467	0,02858	50—54
45—54	0,04339	0,03020	0,02885	0,02962	0,03481	0,08328	0,07500	0,02486	45—54
55—64	0,06461	0,05361	0,04841	0,05134	0,05585	0,16947	0,14605	0,04586	55—64
65—74	0,10142	0,09183	0,08196	0,09283	0,09599	0,29779	0,27390	0,07930	65—74
75—84	0,16050	0,16998	0,12225	0,14473	0,16490	0,50000	0,55932	0,14378	75—84
85—94	0,20082	0,20286	0,21958	0,16848	0,30870	—	—	0,24108	85—94
95 и старше et plus	—	0,32353	0,28572	0,19565	0,55263	—	—	0,40506	95 и старше et plus

Таблица CXV. Таблицы смертности для Ленинграда ($\mathring{e}_x$). Мужской пол

Table CXV. Tables de mortalité pour la ville de Léningrad ($\mathring{e}_x$). Sexe masculin

Возраст Age	1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910—1911	1918	1920	1923	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	15,07	23,24	25,36	26,87	30,99	20,05	20,53	41,02	0
1	26,12	35,16	36,82	38,22	40,86	—	26,66	47,02	1
2	30,55	39,91	41,55	43,07	44,81	—	29,24	49,29	2
3	32,80	41,82	43,49	44,71	45,83	—	30,43	49,58	3
4	33,71	42,51	44,13	45,26	45,96	—	30,82	49,48	4
5	34,16	42,63	44,29	45,35	45,78	30,92	31,11	48,94	5
10	32,49	40,36	42,05	42,60	42,44	28,26	29,06	45,42	10
15	29,51	36,45	38,48	38,75	38,26	24,75	25,63	41,34	15
20	—	—	—	—	34,43	21,89	22,69	37,47	20
25	24,91	29,78	31,74	31,59	30,87	19,52	20,89	34,21	25
35	19,64	23,27	24,93	24,34	23,71	14,49	15,39	26,97	35
45	15,37	17,74	18,93	18,15	17,47	9,37	10,40	20,09	45
55	11,26	12,34	13,68	13,57	12,68	5,66	6,20	14,33	55
60	—	—	—	—	10,57	4,31	4,66	12,02	60
65	7,63	7,96	9,43	8,39	8,64	3,32	3,59	9,87	65
70	—	—	—	—	7,08	2,42	2,55	7,95	70
75	4,45	4,62	6,32	5,32	5,60	1,94	1,79	6,34	75
85	3,00	3,00	3,84	4,05	3,21	—	—	4,04	85
95	—	—	—	2,36	1,76	—	—	2,46	95

Таблица CXVI. Таблицы смертности для Ленинграда (L_x). Мужской пол

Table CXVI. Tables de mortalité pour la ville de Léningrad (L_x). Sexe masculin

Возраст Age	1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910—1911	1918	1920	1923	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	70 007	75 960	77 831	78 822	82 548	—	82 193	90 210	0—1
1—2	50 193	59 392	62 200	63 649	69 790	—	69 471	82 521	1—2
2—3	43 165	52 958	55 731	57 339	64 328	—	62 729	78 697	2—3
3—4	39 811	50 071	52 818	54 673	62 132	—	59 095	76 971	3—4
4—5	37 860	48 428	51 159	53 095	60 820	—	56 574	75 920	4—5
0—4	241 036	286 809	299 739	307 578	339 618	320 447	330 062	404 319	0—4
5—9	176 455	231 343	244 628	255 758	294 551	261 577	262 020	371 288	5—9
10—14	162 348	220 620	232 658	245 745	287 639	244 505	244 104	362 179	10—14
15—24	285 170	413 915	434 385	465 568	549 917	432 495	431 503	694 300	15—24
25—34	232 383	368 775	394 725	425 788	502 365	332 939	333 881	635 549	25—34
35—44	178 230	310 345	341 185	371 220	437 037	237 677	246 902	571 313	35—44
45—54	122 110	239 765	270 283	293 478	337 885	131 342	145 874	473 743	45—54
55—64	71 180	158 505	184 415	196 700	215 386	39 798	52 107	335 155	55—64
65—74	30 580	76 470	96 228	95 760	102 584	4 154	6 652	183 106	65—74
75—84	6 680	16 541	32 081	25 401	29 121	66	118	61 776	75—84
85—94	531	1 065	4 245	3 355	2 964	—	—	9 279	85—94
95 и старше et plus	—	—	—	177	38	—	—	395	95 и старше et plus
Всего Total	1 506 703	2 324 153	2 534 572	2 686 528	3 099 105	2 005 000	2 053 223	4 102 402	Всего Total

Таблица CXVII. Таблицы смертности для Ленинграда (l_x). Женский пол
Table CXVII. Tables de mortalité pour la ville de Léningrad (l_x). Sexe féminin

Возраст Age	1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910—1911	1918	1920	1923	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	0
1	58 793	69 039	71 111	72 191	76 899	70 871	76 567	87 111	1
2	49 265	60 275	62 136	63 419	69 457	64 087	68 067	82 201	2
3	44 998	56 844	58 574	60 189	66 742	61 170	63 700	80 070	3
4	42 711	54 724	56 386	58 422	65 246	59 589	60 927	78 734	4
5	40 903	53 280	54 911	57 199	64 236	58 295	59 315	78 025	5
10	37 155	50 243	51 747	54 408	62 387	54 644	55 756	75 779	10
15	35 856	49 063	50 348	53 029	61 323	52 657	53 410	74 656	15
20	—	—	—	—	59 926	50 009	50 529	73 033	20
25	32 388	45 949	47 225	50 020	58 272	46 885	47 154	70 872	25
35	28 310	41 773	43 557	46 792	54 278	39 839	40 228	66 512	35
45	23 855	36 911	39 220	42 363	49 046	31 000	31 265	61 831	45
55	18 743	30 554	33 389	36 226	41 464	18 939	19 879	54 311	55
60	—	—	—	—	36 478	12 680	13 572	49 267	60
65	12 390	22 042	24 762	26 907	30 273	6 839	7 365	42 627	65
70	—	—	—	—	23 349	2 635	2 844	35 034	70
75	5 634	11 542	14 086	14 463	15 830	599	567	24 803	75
85	975	2 757	4 611	3 862	3 948	4	2	7 533	85
95	17	80	522	252	209	—	—	584	95

Таблица CXVIII. Таблицы смертности для Ленинграда (m_x). Женский пол
Table CXVIII. Tables de mortalité pour la ville de Léningrad (m_x). Sexe féminin

Возраст Age	1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910—1911	1918	1920	1923	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	0,56814	0,39014	0,35800	0,34138	0,27306	0,36149	0,27771	0,14101	0—1
1—2	0,17634	0,13555	0,13471	0,12937	0,10170	0,10053	0,11754	0,05800	1—2
2—3	0,09053	0,05859	0,05902	0,05226	0,03987	0,04658	0,06628	0,02626	2—3
3—4	0,05215	0,03800	0,03807	0,02979	0,02267	0,02618	0,04450	0,01683	3—4
4—5	0,04325	0,02674	0,02651	0,02116	0,01560	0,02195	0,02681	0,00905	4—5
5—9	0,01921	0,01174	0,01209	0,01000	0,00586	0,01300	0,01243	0,00585	5—9
10—14	0,00712	0,00475	0,00548	0,00513	0,00344	0,00740	0,00859	0,00299	10—14
15—19	0,00921	0,00578	0,00615	0,00544	0,00461	0,01030	0,01108	0,00439	15—19
20—24	0,01093	0,00719	0,00659	0,00616	0,00560	0,01290	0,01381	0,00601	20—24
15—24	0,01016	0,00656	0,00640	0,00584	0,00510	0,01156	0,01240	0,00519	15—24
25—29	0,01360	0,00893	0,00773	0,00612	0,00637	0,01507	0,01509	0,00620	25—29
30—34	0,01323	0,01024	0,00848	0,00739	0,00783	0,01747	0,01665	0,00650	30—34
25—34	0,01344	0,00952	0,00808	0,00667	0,00708	0,01622	0,01584	0,00634	25—34
35—39	0,01765	0,01230	0,00996	0,00943	0,00804	0,02194	0,02316	0,00722	35—39
40—44	0,01638	0,01244	0,01118	0,01060	0,01131	0,02812	0,02712	0,00737	40—44
35—44	0,01708	0,01236	0,01048	0,00994	0,01010	0,02483	0,02502	0,00729	35—44
45—49	0,02432	0,01779	0,01484	0,01443	0,01461	0,03903	0,03909	0,01022	45—49
50—54	0,02868	0,02015	0,01759	0,01714	0,01892	0,05879	0,05094	0,01566	50—54
45—54	0,02400	0,01885	0,01606	0,01562	0,01667	0,04771	0,04435	0,01286	45—54
55—64	0,04081	0,03237	0,02967	0,02952	0,03086	0,10204	0,09218	0,02387	55—64
65—74	0,07497	0,06253	0,05496	0,06016	0,06217	0,16079	0,21079	0,05169	65—74
75—84	0,14101	0,12288	0,10135	0,11570	0,12745	0,38168	0,43031	0,10807	75—84
85—94	0,19298	0,18874	0,15935	0,17554	0,25022	—	2,00000	0,22680	85—94
95 и старше et plus	0,14546	0,25510	0,14584	0,18750	0,47392	—	—	0,39701	95 и старше et plus

Таблица CXIX. Таблицы смертности для Ленинграда ($\mathring{e}_x$). Женский пол

Table CXIX. Tables de mortalité pour la ville de Léningrad ($\mathring{e}_x$). Sexe féminin

Возраст Age	1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910—1911	1918	1920	1923	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0	20,24	29,57	31,45	33,24	38,20	25,86	26,31	48,44	0
1	33,20	41,69	43,10	44,92	48,58	—	33,25	54,56	1
2	38,52	46,68	48,25	50,06	52,73	—	36,34	56,79	2
3	41,13	48,47	50,15	51,72	53,86	—	37,80	57,29	3
4	42,30	49,32	51,08	52,27	54,08	—	38,50	57,25	4
5	43,15	49,65	51,44	52,38	53,92	38,61	38,53	56,77	5
10	42,25	47,50	49,46	49,94	50,47	36,05	35,85	53,39	10
15	38,69	43,58	45,76	46,17	46,30	32,31	32,32	49,15	15
20	—	—	—	—	42,32	28,88	29,01	45,18	20
25	32,30	36,20	38,46	38,65	38,45	25,64	25,91	41,48	25
35	26,25	29,32	31,28	30,97	30,89	19,27	19,50	33,87	35
45	20,24	22,54	24,20	23,70	23,62	13,28	13,63	26,06	45
55	14,43	16,21	17,56	16,88	16,97	8,39	8,52	18,90	55
60	—	—	—	—	13,93	6,31	6,30	15,57	60
65	9,40	10,62	13,08	11,06	11,26	4,62	4,56	12,59	65
70	—	—	—	—	8,85	3,31	3,10	9,75	70
75	5,26	6,09	7,61	6,60	6,86	2,52	2,32	7,74	75
85	2,72	3,00	4,72	3,74	3,90	—	1,03	4,26	85
95	5,29	3,00	4,89	2,87	2,11	—	—	2,52	95

Таблица CXX. Таблицы смертности для Ленинграда (L_x). Женский пол

Table CXX. Tables de mortalité pour la ville de Léningrad (L_x). Sexe féminin

Возраст Age	1881—1882	1890—1891	1896—1897	1900—1901	1910—1911	1918	1920	1923	Возраст Age
a	1	2	3	4	5	6	7	8	a
0—1	72 529	79 359	80 741	81 461	84 599	—	84 378	91 407	0—1
1—2	54 029	64 657	66 623	67 805	73 178	—	72 317	84 656	1—2
2—3	47 132	58 559	60 355	61 804	68 100	—	65 884	81 136	2—3
3—4	43 855	55 784	57 480	59 305	65 994	—	62 314	79 402	3—4
4—5	41 807	54 002	55 649	57 810	64 741	—	60 121	78 380	4—5
0—4	259 352	312 361	320 848	328 185	356 612	335 230	345 014	414 981	0—4
5—9	195 145	258 807	265 264	279 017	315 371	280 854	286 340	383 807	5—9
10—14	182 528	248 265	255 238	268 592	309 442	268 568	273 005	376 030	10—14
15—24	341 000	474 935	487 743	515 132	598 802	499 217	504 424	729 432	15—24
25—34	303 145	438 365	453 725	483 920	563 814	434 434	437 311	687 047	25—34
35—44	260 348	393 040	413 603	445 498	518 190	356 017	358 274	641 729	35—44
45—54	212 220	336 573	362 468	392 348	454 749	252 782	256 704	584 930	45—54
55—64	154 028	261 245	288 898	313 938	362 581	118 580	135 756	489 572	55—64
65—74	86 835	163 710	190 500	202 060	232 322	38 809	32 250	344 828	65—74
75—84	26 986	62 009	85 396	81 014	93 232	1 509	1 313	159 801	75—84
85—94	2 565	8 044	19 231	13 738	14 943	—	1	30 640	85—94
95 и старше et plus	90	240	2 386	722	441	—	—	1 471	95 и старше et plus
Всего Total	2 024 242	2 957 594	3 145 300	3 324 164	3 820 499	2 586 000	2 630 392	4 844 268	Всего Total

Таблица CXXI. Таблицы смертности для Е. России (С. Новосельского). 1896—1897 гг.
Table CXXI. Tables de mortalité pour la Russie d'Europe (S. Novosselsky). 1896—1897

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin			Женский пол Sexe féminin			Возраст Age
	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Вероятность умереть в течение следующего года жизни Quotient de mortalité q_x	Средняя продолжительность предстоящей жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Вероятность умереть в течение следующего года жизни Quotient de mortalité q_x	Средняя продолжительность предстоящей жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$	
0	100 000	0,29800	31,32	100 000	0,25854	33,41	0
1	70 200	0,10026	43,41	74 146	0,09400	43,89	1
2	63 162	0,05781	47,19	67 176	0,05561	47,39	2
3	59 511	0,03858	49,06	63 440	0,03783	49,15	3
4	57 215	0,02807	50,00	61 040	0,02782	50,06	4
5	55 609	0,02039	50,43	59 342	0,02021	50,48	5
6	54 475	0,01531	50,47	58 143	0,01523	50,51	6
7	53 641	0,01152	50,25	57 257	0,01126	50,28	7
8	53 023	0,00912	49,83	56 612	0,00875	49,85	8
9	52 539	0,00780	49,27	56 117	0,00740	49,29	9
10	52 129	0,00684	48,67	55 702	0,00648	48,65	10
11	51 772	0,00594	48,00	55 341	0,00576	47,96	11
12	51 464	0,00524	47,28	55 022	0,00530	47,24	12
13	51 194	0,00473	46,53	54 730	0,00505	46,49	13
14	50 952	0,00442	45,75	54 454	0,00500	45,72	14
15	50 727	0,00457	44,95	54 182	0,00529	44,95	15
16	50 495	0,00506	44,15	53 895	0,00566	44,18	16
17	50 239	0,00548	43,38	53 590	0,00592	43,43	17
18	49 964	0,00599	42,61	53 273	0,00623	42,69	18
19	49 665	0,00641	41,87	52 941	0,00642	41,95	19
20	49 347	0,00663	41,13	52 601	0,00670	41,22	20
21	49 020	0,00691	40,40	52 249	0,00700	40,50	21
22	48 681	0,00711	39,68	51 883	0,00729	39,78	22
23	48 335	0,00723	38,96	51 505	0,00748	39,07	23
24	47 986	0,00745	38,24	51 120	0,00775	38,36	24
25	47 629	0,00747	37,53	50 724	0,00791	37,65	25
26	47 273	0,00753	36,80	50 323	0,00806	36,95	26
27	46 917	0,00757	36,08	49 917	0,00816	36,24	27
28	46 562	0,00761	35,35	49 510	0,00825	35,54	28
29	46 208	0,00773	34,62	49 102	0,00843	34,83	29
30	45 851	0,00780	33,88	48 688	0,00862	34,12	30
31	45 489	0,00808	33,15	48 268	0,00880	33,51	31
32	45 121	0,00837	32,42	47 843	0,00907	32,71	32
33	44 743	0,00869	31,69	47 409	0,00939	32,00	33
34	44 345	0,00900	30,96	46 964	0,00967	31,30	34
35	43 955	0,00931	30,24	46 510	0,00994	30,60	35
36	43 546	0,00961	29,51	46 048	0,01020	29,90	36
37	43 128	0,00987	28,80	45 578	0,01039	29,21	37
38	42 702	0,01020	28,08	45 104	0,01056	28,51	38
39	42 266	0,01040	27,36	44 628	0,01077	27,81	39
40	41 826	0,01119	26,64	44 147	0,01119	27,10	40
41	41 358	0,01171	25,94	43 653	0,01127	26,40	41
42	40 874	0,01260	25,24	43 161	0,01195	25,70	42
43	40 359	0,01334	24,56	42 645	0,01240	25,01	43
44	39 821	0,01407	23,88	42 116	0,01288	24,51	44
45	39 261	0,01478	23,22	41 574	0,01337	23,62	45
46	38 681	0,01549	22,56	41 018	0,01388	22,94	46
47	38 082	0,01621	21,90	40 449	0,01442	22,25	47
48	37 465	0,01696	21,26	39 866	0,01499	21,57	48
49	36 830	0,01780	20,61	39 268	0,01565	20,89	49
50	36 174	0,01878	19,98	38 653	0,01650	20,22	50

Продолжение
Suite

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin			Женский пол Sexe féminin			Возраст Age
	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Вероятность умереть в течение следующего года жизни Quotient de mortalité q_x	Средняя продолжительность предстоящей жизни Espérance de vie $\overset{o}{e}_x$	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Вероятность умереть в течение следующего года жизни Quotient de mortalité q_x	Средняя продолжительность предстоящей жизни Espérance de vie $\overset{o}{e}_x$	
51	35 496	0,01991	19,35	38 015	0,01751	19,55	51
52	34 789	0,02116	18,73	37 349	0,01872	18,89	52
53	34 053	0,02253	18,13	36 650	0,02024	18,24	53
54	33 286	0,02397	17,55	35 908	0,02202	17,60	54
55	32 488	0,02536	16,95	35 117	0,02390	17,04	55
56	31 664	0,02670	16,38	34 278	0,02586	16,39	56
57	30 819	0,02788	15,82	33 392	0,02739	15,81	57
58	29 960	0,02947	15,26	32 477	0,02977	15,25	58
59	29 077	0,03075	14,70	31 510	0,03107	14,70	59
60	28 183	0,03264	14,15	30 531	0,03308	14,15	60
61	27 263	0,03492	13,61	29 521	0,03540	13,62	61
62	26 311	0,03768	13,09	28 476	0,03821	13,10	62
63	25 320	0,04101	12,58	27 388	0,04179	12,60	63
64	24 282	0,04477	12,10	26 243	0,04595	12,13	64
65	23 195	0,04873	11,64	25 037	0,05026	11,69	65
66	22 065	0,05278	11,21	23 779	0,05444	11,28	66
67	20 900	0,05664	10,81	22 484	0,05811	10,90	67
68	19 716	0,06022	10,43	21 177	0,06101	10,55	68
69	18 529	0,06381	10,07	19 885	0,06350	10,20	69
70	17 347	0,06772	9,72	18 621	0,06663	9,86	70
71	16 172	0,07091	9,39	17 380	0,06892	9,53	71
72	15 025	0,07464	9,07	16 182	0,07208	9,19	72
73	13 904	0,07879	8,76	15 016	0,07593	8,87	73
74	12 809	0,08325	8,46	13 876	0,08073	8,56	74
75	11 743	0,08794	8,18	12 756	0,08522	8,26	75
76	10 710	0,09277	7,93	11 669	0,09035	7,99	76
77	9 716	0,09766	7,69	10 615	0,09566	7,73	77
78	8 767	0,10254	7,46	9 600	0,10103	7,49	78
79	7 868	0,10747	7,26	8 630	0,10636	7,28	79
80	7 022	0,11201	7,07	7 712	0,11158	7,09	80
81	6 235	0,11583	6,90	6 851	0,11660	6,91	81
82	5 513	0,12078	6,74	6 052	0,12136	6,76	82
83	4 847	0,12481	6,60	5 318	0,12580	6,63	83
84	4 242	0,12856	6,47	4 649	0,12990	6,51	84
85	3 697	0,13203	6,35	4 045	0,13360	6,40	85
86	3 209	0,13520	6,24	3 505	0,13689	6,31	86
87	2 775	0,13738	6,13	3 025	0,13976	6,24	87
88	2 394	0,14066	6,03	2 602	0,14183	6,17	88
89	2 057	0,14298	5,94	2 233	0,14417	6,11	89
90	1 763	0,14505	5,84	1 911	0,14591	6,05	90
91	1 507	0,14692	5,75	1 632	0,14479	6,00	91
92	1 286	0,14895	5,65	1 396	0,14467	5,93	92
93	1 094	0,15110	5,56	1 194	0,14533	5,85	93
94	929	0,15330	5,46	1 020	0,14653	5,76	94
95	787	0,15548	5,35	871	0,14805	5,65	95
96	665	0,15755	5,24	742	0,14970	5,56	96
97	560	0,15945	5,13	631	0,15127	5,45	97
98	471	0,16106	5,01	536	0,15257	5,32	98
99	395	0,16229	4,87	454	0,15424	5,20	99
100	331	0,16302	4,72	384	0,15374	5,05	100

Таблица CXXII. Таблицы смертности для Украины (М. Птухи). 1896—1897 гг.
Table CXXII. Tables de mortalité pour l'Ukraine (M. Ptoukha). 1896—1897

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin			Женский пол Sexe féminin			Возраст Age
	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Вероятность умереть в течение следующего года жизни Quotient de mortalité q_x	Средняя продолжительность предстоящей жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Вероятность умереть в течение следующего года жизни Quotient de mortalité q_x	Средняя продолжительность предстоящей жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$	
0	100 000	0,23381	35,88	100 000	0,19085	36,85	0
1	76 619	0,08344	45,69	80 315	0,07641	44,77	1
2	70 226	0,05144	48,79	74 178	0 04857	47,44	2
3	66 614	0,05353	50,41	70 575	0,03238	48,83	3
4	64 380	0,02363	51,14	68 290	0,02305	49,45	4
5	62 859	0,01737	51,37	66 675	0,01767	49,63	5
6	61 767	0,01295	51,27	65 497	0,01209	49,52	6
7	60 967	0,01014	50,94	64 646	0,00985	49,16	7
8	60 349	0,00837	50,46	64 009	0,00790	48,64	8
9	59 844	0,00732	49,88	63 503	0,00687	48,03	9
10	59 406	0,00684	49,24	63 067	0,00634	47,36	10
11	59 000	0,00556	48,58	62 667	0,00588	46,66	11
12	58 672	0,00567	47,85	62 299	0,00579	45,93	12
13	58 339	0,00510	47,12	61 938	0,00565	45,19	13
14	58 038	0,00489	46,36	61 588	0,00585	44,45	14
15	57 754	0,00509	45,58	61 228	0,00618	43,71	15
16	57 460	0,00565	44,81	60 850	0,00661	42,98	16
17	57 135	0,00610	44,07	60 448	0,00681	42,26	17
18	56 786	0,00668	43,33	60 035	0,00701	41,54	18
19	56 407	0,00708	42,62	59 614	0,00714	40,83	19
20	56 008	0,00689	41,92	59 188	0,00737	40,12	20
21	55 622	0,00752	41,21	58 752	0,00765	39,42	21
22	55 204	0,00760	40,52	58 303	0,00790	38,72	22
23	54 784	0,00760	39,82	57 842	0,00803	38,02	23
24	54 368	0,00750	39,12	57 378	0,00830	37,33	24
25	53 960	0,00749	38,42	56 902	0,00833	36,63	25
26	53 556	0,00752	37,70	56 428	0,00866	35,94	26
27	53 153	0,00752	36,98	55 939	0,00844	35,25	27
28	52 753	0,00751	36,26	55 467	0,00847	34,54	28
29	52 357	0,00756	35,53	54 997	0,00862	33.83	29
30	51 961	0,00758	34,80	54 523	0,00874	33,12	30
31	51 567	0,00765	34,06	54 046	0,00894	32,41	31
32	51 173	0,00754	33,32	53 563	0,00919	31,70	32
33	50 787	0,00759	32,57	53 071	0,00952	30,99	33
34	50 402	0,00777	31,81	52 566	0,00976	30,28	34
35	50 010	0,00799	31,06	52 053	0,01003	29,57	35
36	49 610	0,00818	30,30	51 531	0,01022	28,87	36
37	49 204	0,00870	29,55	51 004	0,01039	28,16	37
38	48 776	0,00913	28,81	50 474	0,01051	27,45	38
39	48 331	0 00952	28,07	49 944	0,01078	26,74	39
40	47 871	0,00996	27,33	49 406	0,01128	26,12	40
41	47 394	0,01088	26,60	48 849	0,01157	25,32	41
42	46 878	0,01178	25,89	48 284	0,01241	24,61	42
43	46 326	0,01278	24,65	47 685	0,01302	23,91	43
44	45 736	0,01347	24,51	47 064	0,01361	23,22	44
45	45 120	0,01415	23,84	46 423	0,01413	22,53	45
46	44 482	0,01480	23,17	45 767	0,01466	21,85	46
47	43 824	0,01542	22,51	45 096	0,01522	21,17	47
48	43 148	0,01586	21,86	44 410	0,01582	20,48	48
49	42 464	0,01663	21,20	43 707	0,01653	19,81	49
50	41 758	0,01755	20,55	42 985	0,01750	19,13	50

Продолжение
Suite

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin			Женский пол Sexe féminin			Возраст Age
	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Вероятность умереть в течение следующего года жизни Quotient de mortalité q_x	Средняя продолжительность предстоящей жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Вероятность умереть в течение следующего года жизни Quotient de mortalité q_x	Средняя продолжительность предстоящей жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$	
51	41 025	0,01861	19,91	42 233	0,01867	18,46	51
52	40 262	0,01965	19,38	41 445	0,02003	17,80	52
53	39 471	0,02080	18,65	40 615	0,02177	17,16	53
54	38 650	0,02223	18,04	39 731	0,02373	16,53	54
55	37 791	0,02369	17,44	38 788	0,02658	15,92	55
56	36 896	0,02502	16,85	37 757	0,02716	15,34	56
57	35 973	0,02630	16,27	36 732	0 02968	14,75	57
58	35 027	0,02735	15,70	35 642	0,03284	14,19	58
59	34 069	0,02884	15,12	34 472	0,03448	13,65	59
60	33 086	0,03089	14,56	33 283	0,03705	13,12	60
61	32 064	0,03329	14,01	32 050	0,04006	12,62	61
62	30 997	0,03605	13,47	30 766	0,04364	12,12	62
63	29 880	0,03937	12,96	29 423	0,04825	11,65	63
64	28 704	0,04300	12,47	28 003	0,05351	11,21	64
65	27 470	0,04676	12,00	26 505	0,05871	10,82	65
66	26 186	0,05068	11,57	24 949	0,06352	10,46	66
67	24 859	0,05472	11,16	23 364	0,06760	10,13	67
68	23 499	0,05862	10,78	21 785	0,07049	9,83	68
69	22 121	0,06270	10,42	20 249	0,07297	9,54	69
70	20 734	0,06718	10,08	18 771	0,07591	9,25	70
71	19 341	0,06085	9,77	17 346	0,07976	8,97	71
72	17 990	0,07335	9,47	15 962	0,08397	8,71	72
73	16 670	0,07744	9,18	14 622	0,08842	8,46	73
74	15 379	0,08194	8 90	13 329	0,09297	8,23	74
75	14 119	0,08667	8,65	12 090	0,09755	8,02	75
76	12 895	0,09146	8,43	10 911	0,10204	7,84	76
77	11 716	0,09617	8,23	9 798	0,10636	7,67	77
78	10 589	0,10068	8,05	8 756	0,11045	7,52	78
79	9 523	0,10488	7,89	7 789	0,11425	7,39	79
80	8 524	0,10869	7,76	6 899	0,11771	7,28	80
81	7 598	0,11205	7,64	6 087	0,12077	7,19	81
82	6 747	0,11490	7,55	5 352	0,12344	7,11	82
83	5 972	0,11722	7,46	4 691	0,12568	7,04	83
84	5 272	0,11900	7,39	4 101	0,12750	6,98	84
85	4 645	0,12026	7,32	3 578	0,12891	6,92	85
86	4 087	0,12101	7,25	3 117	0,12991	6,87	86
87	3 593	0,12132	7,18	2 712	0,13055	6,83	87
88	3 157	0,12124	7,10	2 358	0,13086	6,78	88
89	2 774	0,12076	7,01	2 049	0,13090	6,72	89
90	2 439	0,12030	6,90	1 781	0,13073	6,66	90
91	2 146	0,11967	6,78	1 548	0,13042	6,58	91
92	1 889	0,11912	6,63	1 346	0,13007	6,50	92
93	1 664	0,11882	6,46	1 171	0,12977	6,39	93
94	1 467	0,11893	6,26	1 019	0,12962	6,27	94
95	1 293	0,11967	6,04	887	0,12975	6,13	95
96	1 139	0,12126	5,78	772	0,13029	5,97	96
97	1 001	0,12393	5,52	671	0,13139	5,80	97
98	877	0,12795	5,23	583	0,13319	5,59	98
99	765	0,13359	4,93	505	0,13586	5,38	99
100	663	0,14114	4,61	437	0,13958	5,14	100

Таблица CXXIII. Средняя продолжительность жизни. Россия. 1892—1901 гг. (по К. Баллоду)

Table CXXIII. Espérance de vie. Russie. 1892—1901 (selon C. Ballod)

C. Ballod, Grundriss der Statistik, Berlin, 1913, стр. 66

Возраст Age	Районы / Régions											Города Villes		Возраст Age
	Россия Russie d'Europe	Центральный земледельческий Centrale agricole	Средняя Волга Volga-Moyenne	Нижняя Волга Volga-Inférieure	Промышленный Industrielle	Урал Oural	Белоруссия Russie Blanche	Приозерный Lacs	Прибалтийский Littoral Baltique	Новороссия Nouvelle Russie	Юго-Западный Sud-Ouest	Малороссия Petite Russie	Москва Moscou	С.-Петербург S.-Pétersbourg	
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	a
	Мужской пол														Sexe masculin
0	30,9	27,3	26,5	26,6	27,1	28,3	36,6	30,4	41,8	35,8	34,3	34,6	27,0	30,6	0
5	48,9	46,8	47,0	47,3	47,9	49,9	51,7	48,5	52,9	50,4	48,9	50,0	47,2	46,4	5
20	40,0	38,6	39,2	39,7	37,7	40,4	41,8	38,1	42,8	41,8	40,4	41,2	36,5	36,3	20
30	33,0	31,7	32,4	32,9	30,7	33,4	34,5	31,1	35,1	34,0	33,5	34,4	28,7	29,2	30
40	26,0	24,9	25,5	26,2	24,0	26,3	27,0	24,4	27,6	27,9	26,2	27,1	21,9	22,7	40
50	19,5	18,6	19,3	19,9	17,9	19,7	20,3	18,4	20,5	21,3	19,7	20,3	15,8	17,0	50
60	13,9	13,1	13,8	14,2	12,5	13,9	14,7	13,4	14,2	15,4	13,9	14,4	10,8	12,2	60
70	9,5	8,8	9,6	9,2	8,4	9,1	10,5	9,4	9,2	10,6	10,1	9,9	7,5	8,7	70
80	7,5	6,6	6,5	7,1	7,0	6,4	8,6	7,7	6,3	7,9	8,7	8,6	6,2	6,1	80
	Женский пол														Sexe féminin
0	32,8	28,7	27,9	28,0	31,4	29,8	37,7	34,5	46,0	37,1	35,2	35,5	31,1	36,4	0
5	49,0	46,4	46,4	47,4	52,0	49,1	50,5	51,9	56,1	50,1	47,2	48,3	51,5	52,7	5
20	40,1	38,3	38,8	40,0	41,9	39,4	40,4	41,7	45,6	41,7	38,5	39,3	41,0	42,4	20
30	33,3	31,7	32,3	33,8	34,6	32,9	33,3	34,5	37,7	35,0	31,8	32,5	33,4	35,0	30
40	26,5	25,2	26,0	27,7	27,4	26,5	26,1	27,4	29,7	28,3	24,9	25,7	26,1	27,8	40
50	19,8	18,7	19,5	21,3	20,3	19,8	19,4	20,4	22,0	21,5	18,2	19,1	19,4	20,9	50
60	13,9	13,0	13,8	15,4	13,8	13,8	13,8	14,3	15,0	15,2	12,6	13,5	13,4	14,7	60
70	9,7	9,1	9,5	10,5	9,5	9,2	10,2	10,1	9,6	10,5	9,5	9,9	8,8	9,9	70
80	7,8	7,3	7,3	7,6	7,9	9,6	8,8	8,3	6,7	8,0	8,6	8,9	6,0	6,8	80

Таблица CXXIV. Таблицы смертности для Киева. 1926—1927 гг.
Table CXXIV. Tables de mortalité pour la ville de Kiev. 1926—1927

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Коэффициенты смертности Taux de mortalité m_x	Числа прожитого времени Total des années futures de vie à l'âge T_x	Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Коэффициенты смертности Taux de mortalité m_x	Числа прожитого времени Total des années futures de vie à l'âge T_x	Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\overset{\circ}{e}_x$	
0	100 000	0,11673	5 004 221	50,04	100 000	0,10529	5 580 422	55,80	0
1	89 170	0,02943	4 911 441	55,08	90 162	0,02603	5 486 981	60,86	1
2	86 584	0,01521	4 823 563	55,71	87 845	0,01387	5 397 978	61,45	2
3	85 277	0,00675	4 737 633	55,56	86 635	0,00888	5 310 737	61,30	3
4	84 703	0,00688	4 652 643	54,93	85 869	0,00727	5 224 486	60,84	4
5	84 122	0,00492	4 568 231	54,30	85 247	0,00430	5 138 927	60,28	5
10	82 078	0,00295	4 152 730	50,59	83 434	0,00258	4 717 225	56,54	10
15	80 878	0,00473	3 745 341	46,31	82 366	0,00321	4 302 725	52,24	15
20	—	0,00485	—	—	—	0,00412	—	—	20
25	77 082	0,00646	2 955 670	38,34	79 393	0,00465	3 494 008	44,01	25
15—24	—	0,00481	—	—	—	0,00368	—	—	15—24
30	—	0,00699	—	—	—	0,00550	—	—	30
35	72 085	0,00882	2 210 038	30,66	75 509	0,00604	2 719 612	36,02	35
25—34	—	0,00670	—	—	—	0,00501	—	—	25—34
40	—	0,01220	—	—	—	0,00763	—	—	40
35—44	—	0,01030	—	—	—	0,00670	—	—	35—44
45	65 021	0,01602	1 524 958	23,45	70 614	0,01079	1 989 201	28,17	45
55	55 379	0,03284	923 923	16,68	63 384	0,01724	1 319 700	20,82	55
65	39 961	0,05863	450 363	11,27	53 324	0,04224	737 250	13,83	65
75	21 843	0,10696	148 133	6,78	34 728	0,08708	301 955	8,69	75
85	6 621	0,24390	19 663	3,00	13 660	0,14286	75 140	5,50	85
95	—	0,26316	—	—	2 277	0,15476	10 547	4,63	95
105	—	—	—	—	290	—	870	3,00	105

Таблица CXXV. Таблицы смертности для Одессы. 1926—1927 гг.
Table CXXV. Tables de mortalité pour la ville d'Odessa. 1926—1927

Возраст Age	Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Возраст Age
	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Коэффициенты смертности Taux de mortalité m_x	Числа прожитого времени Total des années futures de vie à l'âge T_x	Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\mathring{e}_x$	Числа доживающих до возраста x Nombres des survivants l_x	Коэффициенты смертности Taux de mortalité m_x	Числа прожитого времени Total des années futures de vie à l'âge T_x	Средняя продолжительность жизни Espérance de vie $\mathring{e}_x$	
0	100 000	0,11983	4 994 755	49,95	100 000	0,10459	5 666 369	56,66	0
1	88 959	0,04011	4 902 116	55,11	90 236	0,03365	5 572 878	61,76	1
2	85 461	0,01590	4 814 906	56,34	87 248	0,01688	5 484 136	62,86	2
3	84 113	0,00724	4 730 119	56,24	85 788	0,00690	5 397 618	62,92	3
4	83 507	0,00847	4 646 309	55,64	85 198	0,00552	5 312 125	62,35	4
5	82 803	0,00450	4 563 164	55,11	84 729	0,00379	5 227 161	61,69	5
10	80 960	0,00254	4 158 747	51,31	83 138	0,00278	4 807 493	57,83	10
15	79 937	0,00399	3 751 504	46,93	81 992	0,00284	4 394 668	53,60	15
20	—	0,00476	—	—	—	0,00456	—	—	20
25	76 475	0,00655	2 969 539	38,83	79 022	0,00411	3 589 673	45,43	25
15—24	—	0,00443	—	—	—	0,00369	—	—	15—24
30	—	0,00739	—	—	—	0,00542	—	—	30
35	71 340	0,00849	2 230 657	31,27	75 418	0,00604	2 817 573	37,36	35
25—34	—	0,00695	—	—	—	0,00467	—	—	25—34
40	—	0,00969	—	—	—	0,00716	—	—	40
35—44	—	0,00905	—	—	—	0,00651	—	—	35—44
45	65 112	0,01579	1 548 532	23,76	70 661	0,00920	2 087 366	29,54	45
55	55 624	0,03236	945 547	17,00	64 446	0,01837	1 412 188	21,91	55
65	40 131	0,05585	469 924	11,71	53 604	0,03775	823 183	15,36	65
75	22 611	0,10562	162 454	7,18	36 580	0,07632	376 318	10,29	75
85	6 982	0,17188	28 498	4,08	16 374	0,12548	124 096	7,57	85
95 и старше et plus	528	—	2 640	5,00	3 749	—	37 4 90	10,00	95 и старше et plus

ЭВОЛЮЦИЯ СМЕРТНОСТИ НА УКРАИНЕ ДО НАЧАЛА ПЕРВОЙ ПЯТИЛЕТКИ (1933)

Эволюция смертности на Украине до Октябрьской революции

Современная смертность всякой страны определяется совокупным действием двух факторов: 1) социально-экономическими, санитарно-гигиеническими и культурными условиями настоящего времени и 2) теми условиями, при которых жили разные категории населения в прежнее время, а также условиями, наложившими свой положительный или отрицательный отпечаток на организм и состояние здоровья граждан всех возрастов. Не следует недооценивать влияния последнего фактора на заболеваемость и смертность населения. Значение перенесенных в прошлом тяжелых заболеваний хорошо известно медицинской науке, равно как и роль наследственности, а также условий жизни больного не только в настоящее время, но и в прошлом. Одна и та же болезнь одинаковой степени тяжести для некоторых больных в связи с общим состоянием их здоровья заканчивается смертью, а для других такой исход мало вероятен или же совсем невероятен. Несомненно, что в результате колоссальной детской смертности в дореволюционной России контингенты детей, доживающих до 10 лет, имели более крепкие и жизнеспособные организмы, чем те, которых унесла смерть.

Некоторые особенности в протекании смертности после Октябрьской революции находятся в известной зависимости от состояния организмов советских граждан, сложившегося до 1917 г. Поэтому полезно попытаться выяснить хотя бы наиболее характерные черты эволюции смертности в дореволюционной Украине.

Вопрос этот мы попытались в меру возможности осветить в главе V монографии «Смертность населения в России и на Украине», которая вошла в настоящий сборник. В табл. XCII и XCIII приведены годичные и пятилетние общие коэффициенты смертности для Украины с 1867 до 1914 г. На основании этого несовершенного мерила установлен факт, что до середины 90-х годов колебания общей смертности для обоих полов были невелики.

До 90-х годов только в трех случаях (1876, 1884 и 1893 гг.) общие коэффициенты снизились до 28,1—29,4‰ (на 1000 душ населения). На более или менее «нормальном» уровне для Украины в 1867—1895 гг. были коэффициенты общей смертности 30—31 на 1000 душ населения (7 лет), 31—32 (6 лет) и 32—33 (5 лет), т. е. 18 случаев из 29 годов наблюдения.

В особо неблагоприятные годы смертность превышала 34‰ (8 лет), максимальный коэффициент был в 1882 г. (38‰). Несомненно, что начиная с 1896 г. на Украине имело место некоторое снижение общей смертности.

Однако общие коэффициенты неправильно показывают размеры этого снижения. Вследствие изменений возрастного состава населения Украины до начала первой мировой войны истинные размеры снижения смертности коэффициентами преувеличены. Изменение возрастного состава населения происходило, в частности, вследствие уменьшения рождаемости, которое означало уменьшение контингентов детей с максимальными мерами смертности. Средний коэффициент для 1911—1914 гг. на 20% меньше коэффициента для 1896—1900 гг.

О снижении смертности на Украине в конце XIX и начале XX вв. свидетельствует также недостаточно упорядоченная статистика причин смерти от эпидемических болезней. Приведем табл. I, составленную на основании материалов Демографического института АН УССР сотрудником Института Ю. А. Корчаком-Чепурковским.

Таблица I. Смертность на Украине от эпидемических заболеваний
Table I. Mortalité en Ukraine par suite de maladies épidémiques

Годы	На 1000 населения умирало. Décès pour 1000 de la population par cause			Années
	От детских эпидемических болезней. Maladies épidémiques infantiles	От других эпидемических болезней. Autres maladies épidémiques	Всего. Total	
a	1	2	3	a
1891—1900	6,62	2,49	9,11	1891—1900
1901—1910	4,87	1,91	6,78	1901—1910
1911—1913	3,29	1,29	4,58	1911—1913

Сравнивая данные этой таблицы с протеканием общей смертности, измеряемой коэффициентами, находим, что последние показывают бо́льшие размеры снижения, чем уменьшение от заразных болезней. Так, в 1901—1910 гг. коэффициент снизился по сравнению с 1891—1900 гг. на 3,55‰, а смертность от заразных болезней — на 2,33‰, в 1911—1913 гг.— на 3,4‰, а от этих болезней — на 2,2‰. Приведенные числа показывают огромные размеры количества детей, умерших от детских эпидемических заболеваний в конце XIX в., мера смертности от которых уменьшилась перед войной 1914—1918 гг. вдвое. Умерших от других эпидемических болезней также было очень много. Меры их уменьшились тоже вдвое. Всего в 1891—1900 гг. от эпидемических болезней умерло на Украине несколько меньше 1%, а перед войной мера такой смертности была вдвое меньше, что для того времени являлось большим достижением.

На стр. 359 приведены данные (табл. XCVII) о смертности детей до 1 года по полу для всей Украины, в ее городах и уездах с 1886 по 1910 г. Из чисел этой таблицы видно, что только в шести неблагоприятных годах умерло более 22% новорожденных мальчиков и 19—20% девочек. В течение 25-летнего периода не было заметной тенденции к снижению смертности грудных детей ни в городах, где наблюдалась повышенная их смертность, ни в уездах Украины.

Для выяснения повозрастных мер смертности в 1907—1908 гг. по сравнению с мерами для 1896—1897 гг. мы, по примеру С. А. Новосельского, произвели гипотетические исчисления для мужчин и женщин в разных возрастах (см. табл. XCIX). Получилось, что за 11 лет смертность у мужчин снизилась на 10,3%, а у женщин — на 12,3%.

Приведенные данные показывают, что это снижение произошло главным образом за счет двух возрастных групп: 0—4 и 5—14 лет. Смертность мальчиков 0—4 года снизилась на 19%, девочек — на 21,1%, а у мальчиков 5—14 лет — на 14,3%, у девочек — на 14,9%. Поскольку смертность детей 0—1 года снизилась по сравнению с 1896—1897 гг. только на 11,2%, максимальное уменьшение смертности произошло у детей 1—4 лет, очевидно, преимущественно за счет уменьшения смертности от эпидемических заболеваний. Невозможно судить о степени точности исчислений повозрастных мер смертности, построенных на предположении, что возрастное распределение населения на Украине в 1907—1908 гг. было такое же, как и по переписи 1897 г. Меньшие возражения, чем повозрастные меры, вызывает сравнение мер смертности для всего населения в целом.

Эволюция смертности всего населения УССР до начала первой пятилетки

Многочисленные исследования естественного движения населения во время первой мировой войны свидетельствуют о глубоком влиянии войны во всех странах, принимавших в ней участие. Влияние это выявилось в двух направлениях: 1) уменьшалась рождаемость и 2) быстро возрастала смертность. Вряд ли можно сомневаться в том, что общий уровень смертности в конце мировой войны был в России меньшим, чем в конце XIX в. Имеются убедительные основания утверждать, что в 1920 и 1921 гг. смертность на Украине была не ниже, чем в 1896—1897 гг. Это означает, что восстановительный период на Украине фактически начался с возрастных мер смертности бо́льших, чем меры в конце XIX в. Поэтому, на наш взгляд, темпы эволюции, наступившей в результате социалистического строительства в УССР, целесообразно измерять сравнивая меры смертности 1926—1927 и 1896—1897 гг.

Эти периоды подходят для сравнительного изучения не только потому, что их разделяет круглое число — 30 лет, но главным образом вследствие того, что в середине каждого из них была произведена перепись населения, что делает возможным их углубленное научное изучение. С другой стороны, неполнота материалов делает очень трудным изучение смертности на Украине до 1924 г. Нашей государственной статистикой установлено, что даже числа для 1923 г. неполны [131]. Избранный нами период дает бо́льшие возможности для сравнительного изучения, чем какой-либо более ранний. В Демографическом институте АН УССР исчислено было много суммарных таблиц смертности, которые помогут лучше выяснить причины снижения смертности в разных возрастных группах населения.

Как показано будет ниже, к началу первой пятилетки жизнеспособность населения в УССР значительно возросла. Детально изучая эволюцию смертности в УССР, мы пришли к интересным выводам: она

---

[131] Для времени до 1926 г. см. интересные опыты А. П. Хоменко: 1) «До питання про сучасний рівень загальної смертности на Україні», Харків, 1925 и 2) «К вопросу об эволюции смертности на Украине», «Профилактическая медицина» № 10, 1926, стр. 101—112, а также тексты его и Ю. А. Корчака-Чепурковского к изданию ЦСУ Украины о естественном движении населения (в городах и для всей республики). Из последних работ наиболее обстоятельный текст к естественному движению населения в 1924 г. написан Ю. А. Корчаком-Чепурковским.

имеют не только большое научно-познавательное значение, но также практическое, связанное с вычислениями количества и состава будущего населения республики, столь необходимыми для планирования второй пятилетки, а также вызываемое потребностями Наркомздрава УССР.

Попытаемся на основании данных о смертности в УССР дать ответ, произошел ли после Октябрьской революции крутой переворот в так называемых «законах смертности», т. е. в мерах ее протекания, и если он имел место, то какой, где и в каких категориях населения.

Анализ смертности в 1926—1927 гг. по сравнению с дореволюционным временем дает материалы для характеристики направления динамики смертности и наших достижений в отношении отдельных возрастных групп мужчин и женщин разных категорий населения, для которых в Демографическом институте исчислены были таблицы смертности.

Желая отметить характерные черты смертности в УССР в 1926—1927 гг. по сравнению с дореволюционной, а также сопоставляя их с положением в капиталистических странах, мы использовали полные таблицы смертности, исчисленные С. А. Новосельским и В. В. Паевским. В прочих случаях мы берем суммарные таблицы Демографического института. Величины этих суммарных таблиц для всей УССР очень незначительно отличаются от чисел полных таблиц указанных авторов, в чем легко можно убедиться, ознакомившись с величинами средней продолжительности жизни по обоим видам таблиц. Заметные различия находим только для новорожденных. Причиной этого являются существенные различия при установлении величин смертности у детей младшего возраста. Наши числа более соответствуют действительности, так как они получены с учетом неполноты статистической регистрации рождений и смертных случаев.

Таблица II. Средняя продолжительность жизни согласно полным и суммарным таблицам смертности

Table II. Espérance de vie selon les tables de mortalité complètes et sommaires

Возраст	Мужской пол Sexe masculin		Женский пол Sexe féminin		Age
	Демографический институт Institut Démographique	Новосельский—Паевский Novosselsky—Paevsky	Демографический институт Institut Démographique	Новосельский—Паевский Novosselsky—Paevsky	
a	1	2	3	4	a
0	43.73	45.42	47.50	48.83	0
10	52,52	52.63	54,87	54 73	10
20	44.46	44.58	46,87	46 78	20
60	15,22	15.45	16.30	16.58	60

В качестве сравнительного материала для зарубежных стран нами использованы такие таблицы смертности: для Англии — 1891—1900 и 1921 гг., Италии — 1899—1902 и 1921—1922 гг., Германии — 1891—1900 и 1924 — 1926 гг., Франции — 1898 — 1903 и 1920 — 1923 гг., США — 1900—1902 и 1922 гг., Японии — 1898—1903 и 1921—1925 гг.

Средняя интенсивность смертности мужчин на Украине, т. е. коэффициенты смертности стационарного населения, по таблицам для 1926—1927 гг. уменьшилась по сравнению с 1896—1897 гг. на 21%, а у женщин — на 24,5%. Средняя продолжительность предстоящей жизни новорожденного мальчика в условиях смертности 1926—1927 гг. по нашим

исчислениям возросла по сравнению с дореволюционной почти на 8 лет (43,73 и 35,88 года), а по таблицам Паевского — Новосельского — на 10 лет; та же величина у девочки — на 11—12 лет (47,50, 48,83 и 36,85 года).

Средняя продолжительность жизни в трудовых возрастах мужского поколения увеличилась на 6 лет (27,41 и 21,45 года), а у женского — на 7 лет (29,12 и 22,21 года). Соответственно этим числам очень возросла также экономическая ценность советского человека, не говоря уже о качественной стороне его, т. е. о повышении производительности труда во всех отраслях народного хозяйства в результате улучшения состояния здоровья. Если рассматривать человека как производительную силу, то каждое новое поколение представляет собой нечто совершенно иное, чем в дореволюционное время.

Темпы снижения смертности в УССР для обоих полов не только догнали, но и опередили такие же темпы в великих капиталистических странах (Франции, Италии, США и Англии), не говоря уже о Японии.

Таблица III. Коэффициенты смертности для УССР по таблицам 1926—1927 гг. в процентах к числам 1896—1897 гг.

Table III. Taux de mortalité pour la RSS d'Ukraine selon les tables de 1926—1927 par rapport aux nombres des tables de 1896—1897

Пол	Все население Population totale	Села Campagnes	Города до 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes	Sexe
a	1	2	3	4	5	a
Мужской	79,0	84,17	70,56	68,07	63,65	Masculin
Женский	75,5	79,14	71,01	68,08	63,92	Féminin

Этот огромный прогресс жизнеспособности не был одинаковым в разных категориях населения. Естественно, что он наблюдался в меньшей степени у сельского населения, которого до 1927 г. мало затронул процесс коллективизации. В селах смертность мужчин снизилась на 15,8%, а у женщин значительно больше — на 20,9%. Эти числа велики, особенно для женского пола, где, очевидно, наступило коренное улучшение жизнеспособности.

Гораздо бóльшие достижения находим в городах Украины, особенно в ее четырех крупных центрах промышленности. Интенсивность смертности в малых городах снизилась не на 15—20%, как в селах, а почти на 30% (29,4% у мужчин и 29% у женщин), в средних городах — на 32% (31,9% для обоих полов), а в Киеве, Харькове, Одессе и Днепропетровске имело место максимальное снижение смертности, достигшее 36,3% у мужчин и 36,1% у женщин.

Более наглядную картину получим, если обратимся к величинам средней продолжительности жизни новорожденных. В селах в условиях 1926—1927 гг. новорожденный мальчик должен был прожить на 6,83 года бóльше, чем в условиях 1896—1897 гг., а девочка — на 9,72 года.

В небольших городах разница значительно больше: она достигает 14—15 лет (13,81 и 15,07 года); в средних городах продолжительность жизни возросла на 14—16 лет (14,23 и 16,12 года), а в крупных городах УССР после Октябрьской революции средняя продолжительность предстоящей жизни увеличилась у мужчин на 18, а у женщин на 20 лет.

За короткое время поднять среднюю продолжительность жизни мужчин с 31,4 до 49,4 года и женщин с 35,4 до 55,4 года — это замечательные результаты нового социалистического строя. Естественно, что огромный прогресс роста жизнеспособности не протекал равномерно в основных возрастных группах населения.

Смертность грудных детей

При анализе дореволюционной смертности на Украине мы особое внимание уделили детской смертности (см. выше, § 1 главы V предыдущей работы).

Сравнения мер смертности грудных детей следует производить учитывая то, что измерение детской смертности — одно из самых слабых мест в современной статистике населения. Несомненно, что выводы в значительной мере зависят от полноты и точности первичных данных, отчасти и от методов исчисления таблиц смертности. Наряду с данными о смертных случаях можно использовать еще такие сведения: 1) только о новорожденных, 2) только о живых по данным переписи, 3) те и другие сведения. Эти статистические материалы имеют неодинаковую степень точности, поэтому полученные результаты исчисления в известной мере зависят от выбора метода для таких исчислений. В Западной Европе сведения о рождениях и смертных случаях точнее, чем данные переписей населения, так как в различных странах во время переписи нередко пропускают детей до 2 лет. Недоучет пропущенных детей при исчислениях таблиц смертности для первых лет жизни устраняют тем, что не пользуются данными переписи, меры же смертности вычисляют на основании чисел новорожденных и соответствующих смертных случаев. Однако и при таком методе нельзя избежать неувязок при международных сравнениях. Даже и при полной точности регистрации новорожденных и смертных случаев для грудных детей имеют место различия в мерах смертности вследствие неодинакового понимания «мертворожденных» в различных странах. В XIX в. было установлено, что часть живорожденных детей, умерших до истечения срока регистрации, заносили в списки мертворожденных (Франция, Испания, Голландия, Бельгия), в то время как в Австро-Венгрии мертворожденные дети, над которыми был совершен обряд крещения, заносились в списки живорожденных. Несмотря на попытки Международного статистического института достичь единообразия при регистрации мертворожденных, вопрос этот не повсеместно разрешался действующими положениями одинаково.

Коэффициент смертности мальчика 0—1 года на Украине в 1926—1927 гг. был меньше, чем в 1896—1897 гг., на 33,2%, а у девочки — на 34,1%. Числа эти на 10—12% больше, чем для всего населения (21 и 24,5%). Темпы снижения смертности у грудных детей на Украине такие, как во Франции, отчасти как и в Англии; они значительно выше чисел для Италии. Очень своеобразную картину имеем для городского и сельского населения. Социалистическое строительство до 1927 г. не могло еще значительно снизить смертность грудных детей в селах. Охрану материнства и детей, ясли и т. п. нельзя было в полной мере ввести в жизнь для неколлективизированных сельских жителей. Поэтому значительные сдвиги среди сельского населения произошли вследствие изменений всего уклада их жизни, а не благодаря специальным мероприятиям по борьбе с детской смертностью грудных детей в селах, где она снизилась у мальчиков на 20,9%, а у девочек — на 21,6%. Коренной перелом наблюдался уже в небольших городах Украины, где коэффициенты смертности детей 0—1 года снизились на 40—42% (57,61 и 60,21%), т. е. на меру, почти вдвое большую, чем у сельского населе-

Таблица IV. Средняя продолжительность жизни новорожденного на Украине
Table IV. Espérance de vie d'une génération en Ukraine

		Мужской пол Sexe masculin					Женский пол Sexe féminin						
		Вся Украина Toute l'Ukraine	Села Campagnes	Города до 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes	Вся Украина Toute l'Ukraine	Села Campagnes	Города до 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes		
a		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	a	
Вообще	1896—1897	35,88	36,31	33,08	30,32	31,45	36,85	36,85	36,93	34,40	35,41	1896—1897	En général
	1926—1927	45,42	43,14	46,89	44,55	49,40	48,83	46,57	52,00	50,52	55,40	1926—1927	
	В процентах к 1896—1897	126,6	118,8	141,7	146,9	157,1	132,5	126,4	140,8	146,9	156,5	Par rapport à 1896—1897 (%%)	
В рабочем возрасте	1896—1897	21,45	21,60	20,01	18,39	18,97	22,21	22,06	22,25	20,85	21,16	1896—1897	D'une génération en état de travailler
	1926—1927	27,41	25,97	28,43	27,01	30,15	29,12	26,72	30,71	29,87	32,95	1926—1927	
	В процентах к 1896—1897	127,8	120,2	142,1	146,8	158,9	131,1	121,1	138,0	143,3	155,7	Par rapport à 1896—1897 (%%)	

ния. Создание социалистической культуры и быта максимальное значение имело в больших городах Украины, поэтому там и произошло огромное снижение смертности грудных детей. У мальчиков и девочек коэффициент снизился почти втрое (на 62,2 и 62,9%). Таких темпов снижения не наблюдаем в капиталистических странах.

Как показали наши исследования, в больших городах Европейской России и Украины до революции наблюдалась огромная смертность грудных детей. Она была значительно выше, чем среди сельского населения. Таблицы смертности для 1926—1927 гг. с несомненностью установили степень влияния на интенсивность смертности детей 0—1 года жизни в больших городах, где сосредоточен пролетариат и где социалистическое строительство впервые прокладывает пути новой жизни и быта. Коллективизация сельского хозяйства приведет к коренному сдвигу в смертности грудных детей в селах, в то время как в промышленных центрах произойдет дальнейшее углубление и расширение достижений социалистического строительства по охране нежного детского организма.

Приведем таблицу со значениями вероятностей у новорожденных умереть на первом году жизни в разных видах населенных мест Украины [132].

Таблица V. Вероятность умереть на первом году жизни
(в процентах)
Table V. Quotient de mortalité pour la première année de vie (%)

Пол Sexe	Годы Années	Села Campagnes	Малые города Petites villes	Средние города Villes moyennes	4 больших города Les 4 grandes villes
а	б	1	2	3	4
Муж. п. S. masc.	1896—1897 1926—1927	23,0 18,8	25,9 16,1	30,5 17,7	29,0 12,4
Жен. п. S. fém.	1896—1897 1926—1927	19,3 15,5	21,8 13,9	26,9 15,4	26,9 11,3

Бросается в глаза одна характерная особенность протекания смертности в средних городах Украины с населением от 20 до 100 тыс. жителей. В дореволюционное время как раз в них наблюдалась максимальная смертность мальчиков 0—1 года. Этот факт, по-видимому, можно объяснить особо неблагоприятными санитарно-гигиеническими условиями в этом виде населенных мест Украины. В 1896—1897 гг. на первом году жизни умерло 30,5% новорожденных мальчиков и 26,9% девочек. Меньше всего умирало грудных детей среди сельского населения Украины — 23% мальчиков и 19,3% девочек. В больших городах вероятности умереть на первом году жизни были значительно больше— у мальчиков на 26%, а у девочек более 39%. Наши таблицы смертности для 1926—1927 гг. констатируют, что в четырех больших городах Украины смертность грудных детей была наименьшей по сравнению с другими видами населенных мест. Вероятность умереть на первом году жизни у новорожденного мальчика упала до 12,4%, а у девочки — до 11,3%. При оценке очень значительного снижения ранней детской

[132] Темпы динамики смертности в УССР исчислялись на основании коэффициентов смертности, приведенных в табл. VIII, IX, X и XI.

смертности не следует упускать из виду установленный выше факт, что с 1886 до 1914 г. смертность детей 0—1 года на Украине находилась, в общем, на одном уровне. Таким образом, констатированный для 1926—1927 гг. огромный прогресс жизнеспособности грудных детей полностью произошел после Октябрьской революции до начала первой пятилетки.

Смертность детей 1—9 лет

Смертность детей 1—9 лет в очень большой мере зависела на Украине от различных эпидемий и желудочно-кишечных заболеваний. Решительная борьба с заразными болезнями стояла и стоит в центре внимания органов Советской власти. Уже поэтому следует ожидать максимальных успехов в борьбе за повышение жизнеспособности детей 1—9 лет, а также более равномерного снижения смертности у детей рабочих и крестьян.

В борьбе за жизнь и здоровье советских граждан максимальные достижения относятся к детям 1—9 лет, коэффициент смертности которых снизился почти на 40% (39,1% у мальчиков и 39,5% у девочек). И в этом случае данные свидетельствуют, что до 1927 г. темпы снижения смертности были бóльшие, чем в Англии, США и Италии. Для сельского населения УССР смертность детей этих возрастов значительно снизилась — более чем на $^1/_3$ (33,87% у мальчиков и 34,26% у девочек). Такой коренной сдвиг в борьбе с детской смертностью можно назвать революционным. В малых и средних городах Украины имело место еще большее снижение смертности — более 45% у мальчиков (48,75 и 45,32%) и более 43% у девочек (43,32 и 46,91%). Максимальные достижения наблюдались в крупных городах (60,77 и 60,52%).

Наши успехи в борьбе против чрезмерной смертности детей 1—9 лет, имевшей место в дореволюционной России, в общем, мало отличаются от того, что отмечено было для детей 0—1 года. Смертность детей 1—9 лет на Украине снизилась у мальчиков на 39,1%, у девочек — на 39,5% — примерно на 5% больше, чем у грудных детей. И в этом случае достижениями на передовых позициях строительства соци-

Таблица VI. Числа доживающих (l_x) до 10 и 20 лет (на 100 000 новорожденных)
Table VI. Nombres des survivants (l_x) jusqu'à l'âge de 10 et 20 ans (sur 100 000 naissances)

Возраст и годы таблиц смертности Age et année des tables de mortalité		Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin			
		Села Campagnes	Города до 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes	Села Campagnes	Города до 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes
а		1	2	3	4	5	6	7	8
До 10 лет 10 ans	1896—1897	59 461	58 082	54 697	56 231	63 118	63 008	58 636	58 911
	1926—1927	68 205	73 290	71 977	79 632	71 634	75 990	75 045	81 297
До 20 лет 20 ans	1896—1897	55 828	54 540	51 850	53 265	58 979	59 376	55 481	55 819
	1926—1927	65 470	70 794	69 116	76 889	68 685	73 873	72 783	79 080

ализма мы своими темпами снижения смертности опередили капиталистические страны. В общем, для второй пятилетки можно констатировать то же, что и для грудных детей — необходимость коренного сдвига в борьбе со смертностью детей 1—9 лет в селах; после коллективизации сельского хозяйства нетрудно будет разрешить этот вопрос. Основное зло, которое приводит к преждевременной смерти детей 1—9 лет,— заразные и желудочно-кишечные заболевания. Оно будет преодолено соответствующими мероприятиями в результате переустройства нашей культуры и быта, широкого развития медицинской науки.

Сравнивая коэффициенты смертности детей 1—9 лет, следует отметить своеобразную особенность: различия в интенсивности смертности в отдельных частях СССР значительно меньше, чем у грудных детей, в то время как величины коэффициентов у детей 1—9 лет максимально отличаются от мер капиталистических стран. По нашему мнению, этот факт означает, что заразные заболевания еще до 1927 г. имели в СССР большее значение, чем в других больших государствах. Тяжелое наследство дореволюционной России нельзя ликвидировать в столь короткий срок.

Смертность в возрастах 10—19 и 20—59 лет

Минимальная смертность наблюдается обычно в 12—13 лет, поэтому коэффициенты смертности невелики для десятилетнего периода 10—19 лет. Естественно, что снижение смертности в 1926—1927 гг. по сравнению с 1896—1897 гг. у мужчин меньше, чем у детей 1—9 лет. Все же снижение коэффициента достигло 31,6%.

Темпы снижения на Украине значительно больше, чем в Англии, США, Франции и Италии, не говоря уже о Японии. В последней стране смертность этой возрастной группы очень выросла (на 25,7%). Небольшое снижение наблюдалось только в Германии. Снижение коэффициентов смертности у женщин в возрастах 10—19 лет на Украине больше, чем у мужчин (36,6%), как и во всех капиталистических странах, кроме Японии, где мера возросла на 27,2%. Обращают на себя внимание числа для Англии и Франции, в которых проценты снижения смертности у мужского и женского пола в возрастах 10—19 лет мало отличаются между собой. Это обстоятельство, вероятно, вызвано широким вовлечением девушек в производство, имевшим место в междупереписной период.

Очень своеобразную картину наблюдаем в эволюции смертности 10—19 лет в различных видах населенных мест. Так, повышение жизнеспособности мужчин в селах и крупных городах имеет почти одинаковые меры (35,6 и 35,8%). Максимально снизился коэффициент смертности в малых городах (45,4%), а минимально — в средних (24,7%). Совершенно иную картину находим у женщин. Правда, максимальное снижение у них наблюдалось тоже в малых городах (52,8%), однако за ними следуют большие города (49,1%). Минимальное снижение имело место в селах — всего 38,5%. Этот факт можно отчасти пояснить тем, что в селах Украины наблюдалось увеличение количества молодых матерей, для которых рождение ребенка, особенно в селах, было явлением более опасным, чем для женщин старших возрастов.

Интересно отметить, сколько детей из разных поколений дожило до 10 лет — конца специфической детской смертности. В селах из 100 000 новорожденных мальчиков до 10 лет дожило в условиях 1896—1897 гг. 59,5%, а в 1926—1927 гг.— 68,2%. Изменился санитарно-гигиенический характер разных видов населенных пунктов. В условиях 1896—1897 гг. минимальное число мальчиков доживало до 10 лет

в средних городах (54,7%) на немного меньше, чем в больших городах (56,2%). В условиях 1926—1927 гг. максимальную вероятность дожить до 10 лет имели новорожденные в больших городах (79,6%), а минимальную — в селах (68,2%).

Картина для женского пола имеет несколько иной характер. В условиях 1896—1897 гг. вероятности у новорожденной девочки дожить до 10 лет в селах и малых городах почти одинаковы (63,1 и 63,0%); они значительно меньше в средних и больших городах, к тому же и величины их почти одинаковы (58,6 и 58,9%). В условиях смертности 1926—1927 гг. наиболее жизнеспособными были новорожденные в больших городах (81,3%), а наименее жизнеспособными — в селах (71,6%), причем расхождения сделались значительно большими. Эти факты свидетельствуют о глубоких изменениях, которые имели и имеют место в явлениях смертности детей 0—9 лет в Советской Украине.

Таблица VII. Вероятность (q_x) для 20-летнего умереть в течение 40 лет
Table VII. Quotient de mortalité (q_x) pour un individu âgé de 20 ans au cours de 40 années de vie

Годы таблиц смертности	Мужской пол Sexe masculin					Женский пол Sexe féminin					Années des tables de mortalité
	Вся Украина Toute l'Ukraine	Села Campagnes	Города от 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes	Вся Украина Toute l'Ukraine	Села Campagnes	Города до 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes	
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	а
1896—1897	0,40927	0,38792	0,47827	0,53375	0,53800	0,48768	0,43864	0,42769	0,42033	0,41617	1896—1897
1926—1927	0,34321	0,33742	0,33674	0,38372	0,38384	0,28819	0,29848	0,25625	0,28233	0,27209	1926—1927
1926—1927 в процентах к 1896—1897	83,9	87,0	70,4	71,9	72,0	65,8	68,0	59,9	66,2	65,4	Par rapport à 1896—1897 (%%)

В табл. VI приведены числа доживающих до 20 лет из каждого поколения новорожденных. Эти величины на 2—4% меньше чисел доживших до 10 лет. Они показывают, с какими ресурсами начали бы поколения новорожденных свою трудовую жизнь, если бы они жили в условиях 1896—1897 гг., и те, которые имели меры смертности начала первой пятилетки. Из приведенных данных видно, насколько выросли трудовые ресурсы поколений к началу периода полноценной трудовой деятельности, за который при международных сравнениях обычно принимают 20 лет. Так, в больших городах в условиях 1896—1897 гг. из новорожденных мальчиков до 20 лет доживало только 53,3%, а через 30 лет — 76,9%, т. е. число для 1926—1927 гг. на 44,3% больше дореволюционного. Нечто подобное имеем и для женщин. Эти числа свидетельствуют о колоссальном росте ценности советского человека как производительной силы.

В табл. VII сообщаются наглядные сведения (вероятности умереть), позволяющие сделать выводы относительно своеобразий протекания смертности в рабочих возрастах в разных видах населенных мест УССР. Естественно, что за короткий период времени рост жизнеспособности мужчин 20—59 лет не мог быть таким огромным, как у детей.

Мероприятия Советской власти по охране материнства и детей, снабжению детей и энергичная борьба с заразными заболеваниями быстро дали большие результаты. Люди, принадлежащие в 1926 г. к рабочей группе, в 1917 г. были в возрастах от 11 до 51 года; на состоянии их здоровья в большей или меньшей степени отразились условия дореволюционной России.

Коэффициент смертности у мужчин 20—59 лет по таблицам для 1926—1927 гг. снизился на 18,8%, т. е. больше, чем во Франции и Италии. Коренной сдвиг произошел в жизнеспособности женщин, у которых смертность снизилась на 38,4%. Здесь мы опередили по своим темпам все крупные капиталистические страны мира. Причины этого явления выясняются при ознакомлении с особенностями динамики смертности в разных видах населенных мест. В сельских местностях смертность мужчин в рабочих возрастах уменьшилась только на 14,42%, в то время как у женщин — на 35,98%. Эти числа свидетельствуют о том, что при Советской власти исчезли специфические условия труда, быта и культуры, которые до 1917 г. были причинами чрезвычайной смертности сельских женщин на Украине по сравнению с мужчинами.

Вероятность для мужчины 20 лет прожить еще 40 лет в условиях 1896—1897 гг. была больше, чем у женщин (59,1 и 56,1%). Через 30 лет при других социальных условиях произошел коренной сдвиг: вероятность дожить до 60 лет у женщин 20 лет значительно больше, чем у мужчин (65,7 и 71,2%). Эта весьма интересная проблема из истории смертности на Украине заслуживает специального исследования.

Небольшие города УССР в отношении смертности по полу в трудовом периоде жизни несколько похожи на села. Правда, смертность мужчин у них снизилась не на 14,42%, а на 34,87%, в то время как у женщин снижение было значительно больше (45,26%). Это обстоятельство свидетельствует, по-видимому, о том, что для части женщин в малых городах Украины условия жизни были подобны жизни сельских жителей. Эта же особенность имеет место и в средних городах, но в еще меньшей степени (33,97% снижения у мужчин и 38,55% у женщин).

В больших городах тоже наблюдалась заметная разница в темпах снижения смертности у мужчин и женщин (33,86% у мужчин и 39,75% у женщин). Снижение смертности у населения городов в трудовом периоде жизни следует признать коренным сдвигом в борьбе со смертностью производительной части нашего общества. Дореволюционная пропасть между трудом в промышленности и в сельском хозяйстве почти ликвидирована на передовых позициях социалистического строительства. В условиях 1896—1897 гг. вероятность у мужчины 20 лет умереть до достижения 60 лет в селах равна 38,8%, а в больших городах она была почти в 1,5 раза больше (53,3%), в условиях же 1926—1927 гг. эти меры равны 33,7 и 38,4%.

Мероприятия по улучшению общих условий труда, быта и культуры продолжат эволюцию смертности нашего трудового населения в том же направлении — к сближению мер увеличения жизнеспособности населения в трудовых возрастах в разных видах населенных мест.

На жизнеспособности людей 20—59 лет больше всего отражаются специфические условия труда мужчин и женщин. Поэтому большой интерес представляют числа, которые характеризуют смертность трудового периода жизни человека. В приведенных странах для всего 40-летнего периода коэффициент смертности у мужчин больше, чем у женщин, но

мера расхождения различна; здесь как раз и находим максимальные различия для разных стран.

Смертность людей в пожилых и старческих возрастах

Во всех приведенных странах имеет место минимальный прогресс снижения смертности людей в пожилых и старческих возрастах. Коэффициент смертности у мужчин старше 60 лет на Украине в условиях 1926—1927 гг. был на 4,7%, а у женщин на 20,2% меньше, чем в условиях 1896—1897 гг. И в этих возрастах жизнеспособность женщин на Украине возросла больше, чем в крупных иностранных государствах. При ближайшем ознакомлении выясняется, что небольшое снижение смертности мужчин старше 60 лет произошло в сельских местностях.

Коэффициент смертности по таблицам для 1926—1927 гг. снизился у мужчин в селах только на 1,84%, а у женщин — на 17,18%. Не то имело место в малых и средних городах Украины, где снижение смертности у мужчин достигло 19,89 и 22,33%, а у женщин намного больше (26,9 и 45,28%). Интересно отметить, что в больших городах Украины темпы снижения смертности лиц старше 60 лет были меньшими, чем в других городах (у мужчин 15,23%, а у женщин 19,12%).

Как известно, по таблицам СССР смертность людей в пожилых и старческих возрастах очень невелика по сравнению с иностранными государствами. Это явление вызывало известные сомнения относительно правильности наших первичных чисел; неоднократно высказывали мысль, что в данном случае имеют дело не с реальным фактом, а с недостатками статистической регистрации — с преувеличением возраста во время переписи населения. В общем, величины коэффициентов смертности старых людей расходятся в разных странах меньше всего. Меры смертности во всех приведенных странах у мужчин больше, чем у женщин. Следует отметить, что обычно в таблицах смертности для конца жизни приводят величины, исчисленные на основании известных гипотез о возрастании смертности вместе с возрастом.

Сравнительная эволюция смертности мужчин и женщин

Наиболее поразительное достижение на Украине в борьбе за жизнь и здоровье человека при Советской власти — это огромнейший, за короткое время небывалый рост жизнеспособности женщин. Условия труда, быта и культуры в дореволюционной Украине у женщин непропорционально по сравнению с мужчинами истощали и преждевременно уничтожали их организм. Женщины вообще живут в среднем дольше, чем мужчины, в частности, потому, что они от природы более жизнеспособны. К этому впоследствии прибавляется повышенная смертность у большинства мужчин вследствие более тяжелых условий труда, а у некоторых из них и от нездоровых привычек.

Закрепленная неисчислимым количеством поколений бо́льшая жизнеспособность женского организма проявляется в разных формах: среди мертворожденных больше мальчиков, чем девочек, у мальчиков непропорционально велика смертность в начале жизни и др. По нашим таблицам смертности для 1896—1897 гг. разница в средней продолжительности между поколениями мужчин и женщин меньше одного года (0,97 года). Нечто подобное наблюдалось в то время также в Японии (0,88 года) и в Италии (0,34 года).

По данным таблиц смертности, исчисленных С. А. Новосельским и В. В. Паевским для 1926—1927 гг., колоссальный прогресс жизнеспособности женщин на Украине значительно выше мер для мужчин. Средняя продолжительность предстоящей жизни у женщин превышала величину ее для мужчин уже не на 0,97, а на 3,41 года, а по более

близким к действительности таблицам Демографического института — на 3,8 года. Эта разница возникла главным образом благодаря огромному снижению смертности женщин в рабочих возрастах в селах. Мы полагаем, что созданные Советским строем условия труда, быта и культуры уже ликвидировали непропорционально большую смертность женщин в сельских местностях Украины. Женщина сделалась таким же работником, как и мужчина, поэтому в будущем следует ожидать более или менее равномерного снижения смертности людей обоего пола в сельских местностях. Общее доказательство правильности этого положения находим, анализируя эволюцию смертности мужчин и женщин в УССР и в капиталистических странах.

Попытаемся отметить наиболее характерные черты сравнительной эволюции смертности мужчин и женщин за 20—30 лет в различных странах. В конце XIX в. Украина принадлежала к странам с повышенной женской смертностью. Как показано выше, она постепенно начала выравниваться в этом отношении. Общий коэффициент смертности стационарного населения у мужчин в условиях 1896—1897 гг. был только на 2,69% больше, чем у женщин, а через 30 лет — на 7,52%, что можно считать более или менее нормальным с точки зрения специфических условий труда, быта и культуры этого времени в УССР.

В СССР наблюдаем подобную эволюцию, но при этом следует сделать другое заключение. В дореволюционной России в условиях 1896—1897 гг. излишняя смертность у мужчин была более или менее нормальной (6,10%), а в 1926—1927 гг. она стала чрезмерной: коэффициент стационарного населения у мужчин больше величины для женщин на 11,61%, что свидетельствует о непропорционально большой смертности мужчин.

Страны непропорционально высокой женской смертности — Италия и Япония — начали выравниваться в этом отношении. В Италии в условиях 1899—1902 гг. общая смертность у мужчин и женщин отличалась очень незначительно — коэффициент у мужчин был больше на 0,82%. В условиях 1921—1922 гг. коэффициент смертности мужского населения больше, чем у женщин, на 3,04%. В Японии разница коэффициентов стационарного населения у мужчин с 1,97% (1898—1903 гг.) выросла до 7,72% (1921—1925 гг.).

Во Франции разница между коэффициентами стационарного населения в условиях 1898—1903 и 1920—1923 гг. у мужчин и женщин осталась почти одинаковой (7,42 и 7,09%), а в остальных трех великих капиталистических странах она уменьшилась по своим размерам довольно значительно: в Англии с 8,27% (1891—1900 гг.) она снизилась до 7,15% (1922 г.), в США—с 5,93% (1900—1902 гг.) до 3,95% (1922 г.); резкое уменьшение разницы в коэффициентах стационарного населения имело место в Германии, где с 8,40% (1891—1900 гг.) она снизилась до 5,12% (1924—1926 гг.). По всей вероятности, уменьшение разниц величин коэффициента стационарного населения по таблицам смертности в Англии, США и Германии следует отнести за счет массового вовлечения женщин в такие отрасли производства, которые отрицательно отразились на их сравнительной жизнеспособности, приблизив ее к мужской.

Как и следовало ожидать, величина избыточной смертности у мальчиков 0—1 года по сравнению с девочками с течением времени мало изменилась, так как изменчивые причины смерти, очевидно, более или менее пропорционально влияют на оба пола. Мера избыточной смертности мальчиков в некоторых странах возросла, но всего на 1—2%

(СССР, США, Япония), в других же несколько больше, а в Италии — почти на 6%.

Жизнеспособность девочек 1—9 лет в ряде стран непропорционально возросла, поэтому коэффициенты смертности для мальчиков в этих возрастах по таблицам смертности более позднего времени показывают бо́льшую избыточную смертность. Исключение составляют Франция, Англия и Япония. Избыточная смертность мальчиков по сравнению с девочками мало возросла в УССР (с 5,58 до 6,24%); по всему СССР величины эти расходятся больше (3,54 и 7,71%), а еще больше в Германии (2,08 и 10,33%) и Италии, в которой по таблицам для 1899—1902 гг. коэффициент смертности у мальчиков составлял 95,58% меры для девочек, а по таблицам для 1921—1922 гг. отношение равнялось 102,72%.

В Англии избыточная смертность у мальчиков 1—9 лет уменьшилась с 7,23 до 5,78%; в Японии по старым таблицам смертности жизнеспособность детей обоего пола была почти одинаковой, а по новым у мальчиков она возросла больше, чем у девочек; во Франции раньше наблюдалась небольшая избыточная смертность у мальчиков (3,5%), а позже у девочек (2,26%).

Наиболее показательными и интересными являются изменения в сравнительных мерах смертности у мужчин и женщин в трудовом периоде жизни 20—59 лет. На Украине по таблицам смертности для 1896—1897 гг. коэффициент смертности у женщин был больше на 8,15%, чем у мужчин, а по таблицам для 1926—1927 гг.— на 21% меньше, что является огромным сдвигом в сравнительной мере смертности обоих полов. Такая же эволюция имела место во всем СССР, где излишняя смертность мужчин в рабочих возрастах возросла с 2,68 до 38,41%.

Такую же эволюцию в сторону сравнительного роста женской жизнеспособности в трудовом периоде жизни, но в значительно меньших размерах находим во Франции (21,69 и 28,74%), Италии (3,78 и 9,15%), Англии (22,62 и 25,98%) и Японии (4,06 и 7,22%).

Особняком стояли две великие промышленные страны, в которых избыточная смертность мужчин в рабочих возрастах имела тенденцию уменьшаться: Германия (22,59 и 12,18%) и США (11,15 и 7,77%). По-видимому, главной причиной этого процесса является широкое вовлечение женщин и в те отрасли народного труда, которые в общей сложности оказывают отрицательное влияние на жизнеспособность женского организма.

Таблица VIII. Коэффициенты смертности (m_x) 1926—1927 гг. для сел и городов Украинской ССР в процентах к числам 1896—1897 гг.
Table VIII. Taux de mortalitè (m_x) des années 1926—1927 pour les campagnes et les villes de la RSS d'Ukraine et pourcentage par rapport aux années 1896—1897

Возраст		Мужской пол Sexe masculin				Женский пол Sexe féminin				Age	
		Села Campagnes	Города до 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes	Села Campagnes	Города до 20 т. ж. Villes de moins de 20 m. h.	Города от 20 до 100 т. ж. Villes de 20 à 100 m. h.	4 больших города Les 4 grandes villes		
а		1	2	3	4	5	6	7	8	а	
0—1	1896—1897	0,27204	0,31321	0,38269	0,35920	0,22111	0,25441	0,32729	0,32830	1896—1897	0—1
	1926—1927	0,21513	0,18045	0,20078	0,13576	0,17337	0,15317	0,17179	0,12164	1926—1927	
	% %	79,08	57,61	52,47	37,80	78,41	60,21	52,49	37,05	% %	
1—9	1896—1897	0,03029	0,02848	0,02820	0,02740	0,02875	0,02516	0,02586	0,02515	1896—1897	1—9
	1926—1927	0,02003	0,01545	0,01542	0,01075	0,01899	0,01426	0,01373	0,00993	1926—1927	
	% %	66,13	51,25	54,68	39,23	65,74	56,68	53,09	39,48	% %	
10—19	1896—1897	0,00635	0,00634	0,00538	0,00545	0,00683	0,00598	0,00557	0,00542	1896—1897	10—19
	1926—1927	0,00409	0,00346	0,00405	0,00350	0,00420	0,00282	0,00306	0,00276	1926—1927	
	% %	64,41	54,57	75,28	64,22	61,49	47,16	54,94	50,92	% %	
20—59	1896—1897	0,01158	0,01497	0,01722	0,01710	0,01348	0,01319	0,01310	0,01268	1896—1897	20—59
	1926—1927	0,00991	0,00975	0,01137	0,01131	0,00863	0,00722	0,00805	0,00764	1926—1927	
	% %	85,58	65,13	66,03	66,14	64,02	54,74	61,45	60,25	% %	
60 и старше	1896—1897	0,06505	0,07848	0,08326	0,07775	0,07179	0,07305	0,09802	0,06602	1896—1897	60 et plus
	1926—1927	0,06385	0,06287	0,06467	0,06591	0,05946	0,05340	0,05364	0,05340	1926—1927	
	% %	98,16	80,11	77,67	84,77	82,82	73,10	54,72	80,88	% %	
Всего	1896—1897	0,02754	0,03023	0,03298	0,03180	0,02713	0,02708	0,02907	0,02824	1896—1897	Total
	1926—1927	0,02318	0,02133	0,02245	0,02024	0,02147	0,01923	0,01979	0,01805	1926—1927	
	% %	84,17	70,56	68,07	63,65	79,14	71,01	68,08	63,92	% %	

Таблица IX. Коэффициенты смертности
Table IX. Taux de mortalité d'une

Возраст / Страны и годы таблиц смертности		УССР 1896/1897 — 1926/1927 RSS d'Ukraine	СССР (Е. часть) 1896/1897 — 1926/1927 URSS (Partie Européenne)	РСФСР (Е. часть) 1896/1897 — 1926/1927 RSFSR (Partie Européenne)	БССР 1896/1897 — 1926/1927 RSS de Bélorussie	Сибирский край — 1926/1927 Sibérie	Германия 1891/1900 — 1924/1926 Allemagne
a		1	2	3	4	5	6
0—1	старые таблицы	0,26789	0,36586	0,40970	0,24657	—	0,27986
	новые таблицы	0,17900	0,23371	0,26183	0,12055	0,30165	0,12620
	в процентах к старым таблицам	66,8	63,9	63,9	48,9	—	45,1
1—9	старые таблицы	0,02991	0,03507	0,03807	0,03585	—	0,01475
	новые таблицы	0,01822	0,01997	0,02062	0,01531	0,02299	0,00438
	в процентах к старым таблицам	60,9	56,9	54,2	42,7	—	29,7
10—19	старые таблицы	0,00589	0,00556	0,00537	0,00497	—	0,00350
	новые таблицы	0,00403	0,00339	0,00322	0,00287	0,00357	0,00214
	в процентах к старым таблицам	68,4	61,0	60,0	57,7	—	61,1
20—59	старые таблицы	0,01228	0,01301	0,01338	0,01229	—	0,01221
	новые таблицы	0,00997	0,01117	0,01185	0,00925	0,01058	0,00746
	в процентах к старым таблицам	81,2	85,9	88,6	75,3	—	61,1
60 и старше	старые таблицы	0,06773	0,07123	0,07205	0,06440	—	0,07790
	новые таблицы	0,06454	0,06713	0,06981	0,05971	0,05963	0,06847
	в процентах к старым таблицам	95,3	94,2	96,9	92,7	—	87,9
Всего	старые таблицы	0,02787	0,03181	0,03398	0,02785	—	0,02465
	новые таблицы	0,02202	0,02385	0,02486	0,01970	0,02552	0,01787
	в процентах к старым таблицам	79,0	75,0	73,2	70,7	—	72,5

стационарного населения. Мужской пол
population stationnaire. Sexe masculin

Франция 1898/1903 1920/1923 France	Англия и Уэльс 1891/1900 1921 Angleterre et Pays de Galles	США 1900/1902 1922 Etats-Unis	Западная Польша — 1922 Pologne Occidentale	Италия 1899/1902 1921/1922 Italie	Япония 1898/1903 1921/1925 Japon	Pays et années des tables de mortalité / Age	
7	8	9	10	11	12	a	
0,18158	0,19430	0,14958	—	0,16896	0,17884	tables précédentes	0—1
0,11764	0,09431	0,08042	0,19668	0,14832	0,18358	tables récentes	
64,8	48,5	53,8	—	87,8	102,7	% %	
0,01095	0,01423	0,01051	—	0,02098	0,01351	tables précédentes	1—9
0,00606	0,00677	0,00488	0,00879	0,01322	0,01464	tables récentes	
55,3	47,6	46,4	—	63,0	108,4	% %	
0,00400	0,00312	0,00360	—	0,00425	0,00487	tables précédentes	10—19
0,00308	0,00229	0,00276	0,00314	0,00334	0,00612	tables récentes	
77,0	73,4	76,7	—	78,6	125,7	% %	
0,01223	0,01290	0,01186	—	0,01015	0,01282	tables précédentes	20—59
0,01036	0,00834	0,00888	0,00922	0,00859	0,01367	tables récentes	
87,2	64,7	74,9	—	84,6	106,6	% %	
0,07240	0,07733	0,06980	—	0,07362	0,07837	tables précédentes	60 et plus
0,07225	0,06961	0,06760	0,07148	0,06896	0,08425	tables récentes	
99,8	90,0	96,8	—	93,7	107,5	% %	
0,02186	0,02266	0,02089	—	0,02335	0,02274	tables précédentes	Total
0,01917	0,01798	0,01762	0,02091	0,02030	0,02378	tables récentes	
87,7	79,3	84,3	—	86,9	104,6	% %	

Таблица X. Коэффициенты смертности
Table X. Taux de mortalité d'une

Возраст / Страны и годы таблиц смертности		УССР 1896/1897 — 1926/1927 RSS d'Ukraine	СССР (Е. часть) 1896/1897 — 1926/1927 URSS (Partie Européenne)	РСФСР (Е. часть) 1896/1897 — 1926/1927 RSFSR (Partie Européenne)	БССР 1896/1897 — 1926/1927 RSS de Bélorussie	Сибирский край — 1926/1927 Sibérie	Германия 1891/1900 — 1924/1926 Allemagne
a		1	2	3	4	5	6
0—1	старые таблицы	0,22044	0,31061	0,34908	0,20728	—	0,22783
	новые таблицы	0,14528	0,19502	0,22003	0,09520	0,26030	0,10085
	в процентах к старым таблицам	65,9	62,8	63,0	45,9	—	44,3
1—9	старые таблицы	0,02833	0,03387	0,03681	0,03194	—	0,01445
	новые таблицы	0,01715	0,01854	0,01922	0,01340	0,02148	0,00397
	в процентах к старым таблицам	60,5	54,7	52,2	42,0	—	27,5
10—19	старые таблицы	0,00634	0,00579	0,00554	0,00482	—	0,00352
	новые таблицы	0,00402	0,00321	0,00305	0,00283	0,00340	0,00189
	в процентах к старым таблицам	63,4	55,4	55,1	58,7	—	53,7
20—59	старые таблицы	0,01337	0,01267	0,01248	0,01343	—	0,00996
	новые таблицы	0,00824	0,00807	0,00801	0,00746	0,00827	0,00665
	в процентах к старым таблицам	61,6	63,7	64,2	55,5	—	66,8
60 и старше	старые таблицы	0,07561	0,07088	0,07022	0,06759	—	0,07352
	новые таблицы	0,06032	0,05819	0,05806	0,05485	0,05386	0,06442
	в процентах к старым таблицам	79,8	82,1	82,7	81,2	—	87,6
Всего	старые таблицы	0,02714	0,02998	0,03156	0,02664	—	0,02274
	новые таблицы	0,02048	0,02137	0,02192	0,01828	0,02315	0,01700
	в процентах к старым таблицам	75,5	71,3	69,5	68,6	—	74,8

стационарного населения. Женский пол
population stationnaire. Sexe féminin

Франция 1898/1903 1920/1923 France	Англия и Уэльс 1891/1900 1921 Angleterre et Pays de Galles	США 1900/1902 1922 Etats-Unis	Западная Польша — 1922 Pologne Occidentale	Италия 1899/1902 1921/1922 Italie	Япония 1898/1903 1921/1925 Japon	Pays et années des tables de mortalité / Age	
7	8	9	10	11	12	a	
0,14973	0,15454	0,12236	—	0,15281	0,15818	tables précédentes	
0,09355	0,07210	0,06363	0,16906	0,12727	0,16063	tables récentes	0—1
62,5	46,7	52,0	—	83,3	101,55	% %	
0,01058	0,01327	0,00978	—	0,02195	0,01361	tables précédentes	
0,00620	0,00640	0,00428	0,00876	0,01287	0,01499	tables récentes	1—9
58,6	48,2	43,8	—	58,6	110,1	% %	
0,00433	0,00311	0,00353	—	0,00459	0,00618	tables précédentes	
0,00336	0,00227	0,00258	0,00330	0,00357	0,00786	tables récentes	10—19
77,6	73,0	73,1	—	77,8	127,2	% %	
0,01005	0,01052	0,01067	—	0,00978	0,01232	tables précédentes	
0,00828	0,00662	0,00824	0,00813	0,00787	0,01275	tables récentes	20—59
82,4	62,9	77,2	—	80,5	103,5	% %	
0,06625	0,07089	0,06570	—	0,07314	0,06983	tables précédentes	
0,06398	0,06159	0,06420	0,06747	0,06742	0,07082	tables récentes	60 et plus
96,6	86,9	97,7	—	92,2	101,4	% %	
0,02035	0,02093	0,01972	—	0,02316	0,02230	tables précédentes	
0,01790	0,01678	0,01695	0,01987	0,01970	0,02315	tables récentes	Total
88,0	80,2	86,0	—	85,1	103,8	% %	

Таблица XI. Коэффициенты смертности
Table XI. Taux de mortalité du sexe masculin

Возраст	Страны и годы таблиц смертности	УССР 1896/1897 — 1926/1927 RSS d'Ukraine	СССР (Е. часть) 1896/1897 — 1926/1927 URSS (Partie Européenne)	РСФСР (Е. часть) 1896/1897 — 1926/1927 RSFSR (Partie Européenne)	БССР 1896/1897 — 1926/1927 RSS de Bélorussie	Сибирский край — 1926/1927 Sibérie	Германия 1891/1900 — 1924/1926 Allemagne
a		1	2	3	4	5	6
0—1	старые таблицы	121,53	117,79	117,37	118,96	—	122,84
	новые таблицы	123,21	119,84	118,85	126,63	115,89	125,14
1—9	старые таблицы	105,58	103,54	103,42	112,24	—	102,08
	новые таблицы	106,24	107,71	107,28	114,25	107,03	110,33
10—19	старые таблицы	92,90	96,03	96,93	103,11	—	99,43
	новые таблицы	100,25	105,61	105,57	101,41	105,00	113,23
20—59	старые таблицы	91,85	102,68	107,21	91,51	—	122,59
	новые таблицы	121,00	138,41	147,94	123,99	127,93	112,18
60 и старше	старые таблицы	89,58	100,49	102,61	95,28	—	105,96
	новые таблицы	107,00	115,36	120,24	108,86	110,92	106,25
Всего	старые таблицы	102,69	106,10	107,67	104,54	—	108,40
	новые таблицы	107,52	111,61	113,41	107,77	110,24	105,12

мужского пола в процентах к женскому полу
par rapport à ceux du sexe féminin (%%)

Франция 1898/1903 1920/1923 France	Англия и Уэльс 1891/1900 1921 Angleterre et Pays de Galles	США 1900/1902 1922 Etats-Unis	Западная Польша — 1922 Pologne Occidentale	Италия 1899/1902 1921/1922 Italie	Япония 1898/1903 1921/1925 Japon	Pays et années des tables de mortalité / Age	
7	8	9	10	11	12	a	
121,27	125,73	122,25	—	110,57	113,06	tables précédentes	0—1
125,75	128,80	124,43	116,34	116,54	114,29	tables récentes	
103,50	107,23	107,46	—	95,58	99,27	tables précédentes	1—9
97,74	105,78	114,02	100,34	102,72	97,67	tables récentes	
92,38	100,32	101,96	—	92,59	78,80	tables précédentes	10—19
91,67	100,88	106,98	92,63	93,56	77,86	tables récentes	
121,69	122,62	111,15	—	103,78	104,06	tables précédentes	20—59
128,74	125,98	107,77	111,89	109,15	107,22	tables récentes	
109,28	109,08	106,21	—	100,66	112,23	tables précédentes	60 et plus
112,93	113,02	105,29	105,94	102,28	118,96	tables récentes	
107,42	108,27	105,93	—	100,82	101,97	tables précédentes	Total
107,09	107,15	103,95	105,23	103,04	107,72	tables récentes	

ПОКАЗАТЕЛИ СМЕРТНОСТИ ГРУДНЫХ ДЕТЕЙ ПО МЕСЯЦАМ ГОДА (1934, 1936)[133]

Предварительные замечания

Смертность грудных детей протекает весьма своеобразно, что обусловливает кривую смертности поколения новорожденных. Смертность у новорожденных очень велика, затем она постепенно уменьшается до 11—12 лет, после чего снова растет. Максимум смертей падает на первый месяц после рождения. Так, по немецким таблицам смертности для 1924—1926 гг. из всех умерших грудных детей 42,5% не дожили до 1 месяца. По УССР из умерших грудных детей рождения 1927 г. на первом месяце жизни умерло 34,4% мальчиков и 33,5% девочек.

Наиболее показательная мера смертности грудных детей — это вероятность для новорожденного умереть до 1 года. Состояние известной, хотя бы кратковременной устойчивости социальной жизни отражается на мерах рождаемости и смертности грудных детей. Колебания чисел рождений и умерших грудных детей из года в год при таком положении бывают незначительны. В этом случае обычное исчисление вероятности смертности грудных детей в виде дроби, числитель которой — число детей, умерших в течение известного года, а знаменатель — число новорожденных в этом же году, не встречает больших возражений. Неточности такого способа не превышают ошибок, которые возникают вследствие неточностей статистической регистрации.

Если же в числах рождений за два смежных года имели место более или менее значительные колебания, такое приближенное исчисление вероятности умереть в течение первого года жизни делается ошибочным. Пореволюционная статистика УССР дает возможность непосредственно исчислять смертность грудных детей в комбинации месяца

---

[133] Проблема удовлетворительного измерения смертности грудных детей по месяцам года поставлена была перед Демографическим институтом Академии наук Госпланом УССР. В результате большой теоретической и экспериментальной работы нами был предложен новый метод установления приблизительной величины вероятности ребенку умереть в течение первого года его жизни в условиях данного календарного месяца. Вычисления сделаны были старшим научным сотрудником Демографического института М. Н. Трацевским. Наш метод введен в практику советской статистики в 1933 г. Вскоре он нашел признание и за границей. Сведения о новом приближенном методе сперва опубликованы на французском языке в 1934 г. во втором номере журнала Международного статистического института. В 1936 г. в полном виде работа опубликована в первом выпуске второго тома «Проблем учета и статистики». Постоянные величины нашей формулы выведены на основании материалов УССР за 1926—1929 гг. Для более позднего времени для всего СССР они вычислены А. Я. Боярским и Р. И. Сифман. См. автореферат Е. П. Натансон-Сокословой, О построении таблиц детской смертности 0—1 года и измерении детской смертности за короткие промежутки времени, Л., 1950, стр. 11.

рождения и месяца смерти. По нашим исчислениям, в среднем 70% грудных детей, умерших в течение известного календарного года, приходится на новорожденных этого же года, а 30% — на предыдущий. Вследствие этого в своих исчислениях новых годичных таблиц смертности мы определяем вероятность для новорожденного умереть на первом году жизни так: $0{,}7\frac{^{1927}M_{0/1}}{^{1927}N} + 0{,}3\frac{^{1927}M_{0/1}}{^{1926}N}$, где символом $^{1927}M_{0/1}$ обозначаются грудные дети, умершие в 1927 г., а ^{1926}N и ^{1927}N — новорожденные за соответствующие годы.

С теоретической точки зрения этот способ есть не что иное, как (приближенное) исчисление вероятностей умереть для элементарных совокупностей умерших. Он имеет глубокое теоретическое значение.

Таблицы смертности исчисляются либо для поколений реальных, либо для фиктивных. В первом случае надо проследить последовательное вымирание действительного поколения новорожденных, устанавливая, сколько из них дожило до 1, 2, 3 и т. д. лет, вплоть до того возраста, когда умрут последние люди данного поколения. В полном виде такой способ по чисто практическим соображениям не применялся. Особое значение он имеет для изучения смертности детей младшего возраста, в частности, в связи с проблемой дифференцированного изучения жизнеспособности человеческого организма в зависимости от разных болезней, которые влияют на последующую смертность детей. Метод фиктивного поколения по своей природе предназначен выяснить влияние «времени» как суммы известных своеобразных условий, которые имели место в течение известного промежутка времени, на жизнеспособность человека. Вследствие этого метод фиктивного поколения особенно ценен при изучении динамики смертности во времени.

Выясним задачи обоих видов построения таблиц смертности на примере вероятностей смерти для грудного ребенка. Способы построения таблиц смертности для реальных поколений должны установить точно или приблизительно сумму двух элементарных совокупностей умерших младенцев из поколения данного календарного года. Умершие фактически наблюдаются в течение двух смежных годов — года рождения и следующего за ним. Разделив полученную сумму на число новорожденных данного года, получаем вероятность для них умереть, не дожив до 1 года. Так, для исчисления вероятности для поколения новорожденных 1927 г. умереть в течение первого года жизни нужно знать, сколько из них умерло в том же 1927 г. и сколько в 1928 г., но в возрасте 0—1 года. Разделив сумму этих двух элементарных совокупностей на число новорожденных 1927 г., получим вероятность умереть для данного реального поколения. Нечто совсем иное имеем, когда речь идет о фиктивном поколении. В этом случае мы должны иметь две элементарные совокупности умерших младенцев, из которых слагается общая масса смертных случаев детей 0—1 года, т. е. тех детей, которые вышли из поколения новорожденных данного года и предшествующего.

Представление о специфической смертности изучаемого года получаем путем вычисления двух вероятностей: 1) для новорожденных 1927 г. умереть в течение этого же года и 2) для новорожденных 1926 г. умереть в 1927 г. до исполнения ими 1 года. Очевидно, что полная вероятность для новорожденного фиктивного поколения умереть, не дожив до 1 года, в условиях смертности данного календарного года равняется сумме двух этих вероятностей.

Различные обстоятельства влияют на нежный детский организм с такой силой, что колебания смертности достигают очень значительных размеров. Поэтому особое значение приобретает изучение смерт-

ности грудных младенцев по месяцам года. Оно дает возможность глубоко изучить особенности детской смертности в зависимости от характерных черт данного месяца, т. е. измерить влияние известных специфических факторов на жизнеспособность нежного детского организма, в частности климатических условий.

Пореволюционная статистика УССР в своих диагональных таблицах приводит элементарные совокупности смертных случаев младенцев в комбинации месяца смерти и месяца рождения. Она дает, таким образом, возможность изучить смертность реальных и фиктивных поколений новорожденных за отдельные месяцы. Пока не получены окончательные итоги за весь год и не сведены все эти материалы, нельзя производить соответствующих исчислений. В большинстве стран нет такой детальной статистики. Вследствие этого особое значение приобретают способы приближенных исчислений показателей динамики детской смертности по месяцам.

Статистические учреждения вскоре по окончании отчетного месяца имеют такие числа: смертные случаи младенцев 0—1 года, имевшие место в течение этого месяца, и рождения за каждый месяц. Возникает проблема — с возможной степенью точности исчислить вероятность для новорожденного умереть в течение первого года жизни в условиях отчетного месяца.

Исходные теоретические положения

В первую очередь попытаемся теоретически разрешить эту проблему с тем, чтобы затем перейти к известным приближениям. На основании соответствующего материала нетрудно получить вероятность смерти для новорожденного младенца, не дожившего до 1 года, в условиях смертности данного календарного месяца.

Обозначим через $M_{0/1}$ число умерших младенцев в возрасте 0—1 года в течение отчетного месяца. Очевидно, что эти умершие вышли из поколения 13 месяцев — отчетного и 12 предыдущих. Так, младенцы, умершие в январе 1927 г., вышли из новорожденных января 1927 г., а также изо всех поколений 12 месяцев 1926 г., ибо даже те дети, которые родились 1 января 1926 г., могли умереть 1 января 1927 г., имея на несколько часов меньше чем 1 год.

Те же дети, которые родились 31 января 1926 г., находились под риском умереть в возрасте 11—12 месяцев в течение всего января 1927 г. Обозначим через N^{I} число новорожденных за отчетный месяц, через N^{II} — за предыдущий и т. д. до N^{XIII}, а через $\overline{N}$ — среднее из этих 13 величин. Если известно, сколько детей среди совокупности $M_{0/1}$ вышло из новорожденных того же года и месяца, или N^{I}, из предыдущего — N^{II} и т. д., вероятность новорожденного умереть, не дожив до 1 года, в условиях смертности данного месяца будет равна сумме

$$q_{0/1} = \frac{M_{0/1} \cdot a_1}{N^{I}} + \frac{M_{0/1} \cdot a_2}{N^{II}} + \frac{M_{0/1} \cdot a_3}{N^{III}} + \ldots + \frac{M_{0/1} \cdot a_{13}}{N^{XIII}},$$

где под a_1, a_2,..., a_{13} понимаем доли умерших младенцев, которые падают на соответствующий месяц рождений среди всей совокупности $M_{0/1}$, т. е. $M_{0/1} \cdot a_1$ есть не что иное, как число младенцев, умерших в отчетном месяце, вышедших из новорожденных того же месяца, $M_{0/1} \cdot a_2$ — в предыдущем месяце и т. д. Сумма этих долей, очевидно, равна единице, ибо сумма

$$M_{0/1} \cdot a_1 + M_{0/1} \cdot a_2 + M_{0/1} \cdot a_3 + \ldots + M_{0/1} \cdot a_{13} = M_{0/1}.$$

Удовлетворительное решение проблемы исчисления приблизительной величины вероятности для новорожденного ребенка умереть в течение первого года его жизни в условиях календарного месяца тотчас после его окончания имеет очень важное значение. Как показано ниже, два применяющихся показателя оказываются в большей или меньшей степени непригодными в тех случаях, когда рождаемость и смертность колеблются во времени. Элементарный метод исчисления приблизительного значения вероятности умереть в возрасте 0—1 года в условиях данного месяца (или квартала года) целиком основан на предположении о неизменности рождаемости и смертности. Число умерших за данный период времени делят на число рождений, имевших место в течение отчетного месяца (или квартала). Значительно лучшим приближением к величине $q_{0/1}$ считают другое мерило. Числитель его — число умерших младенцев, сведенное к одному году, а знаменатель — число родившихся в отчетном периоде и в течение 11 предшествующих месяцев.

Для решения поставленной проблемы надо рассмотреть совокупности новорожденных и умерших, с которыми имеют дело при таких исчислениях, что в значительной мере облегчается приведенным нами графиком.

Приближенное исчисление величины вероятности $q_{0/1}$

Как раз этих элементарных совокупностей умерших младенцев статистические учреждения либо не имеют своевременно, либо вообще не имеют. Приходится, таким образом, для исчисления вероятности умереть $q_{0/1}$ приложить метод стандартного населения. Не имея реальных чисел $a_1, a_2, a_3, \ldots, a_{13}$, возьмем стандартизованные числа $a'_1, a'_2, a'_3, \ldots, a'_{13}$ исходя из следующих предпосылок. На основании диагональных таблиц для УССР за 1926—1929 гг. М. Н. Трацевский исчислил, какую среднюю долю составляют умершие младенцы, вышедшие из новорожденных отчетного месяца, предыдущего и т. д., сведя их к одной основе, т. е. к одинаковым числам новорожденных. После округлений получены следующие числа для мальчиков и девочек:

М	Д	М	Д	М	Д
$a'_1 = 0{,}215$	0,205	$a'_5 = 0{,}070$	0,070	$a'_9 = 0{,}050$	0,050
$a'_2 = 0{,}180$	0,180	$a'_6 = 0{,}060$	0,065	$a'_{10} = 0{,}045$	0,045
$a'_3 = 0{,}100$	0,100	$a'_7 = 0{,}060$	0,060	$a'_{11} = 0{,}040$	0,040
$a'_4 = 0{,}080$	0,085	$a'_8 = 0{,}055$	0,055	$a'_{12} = 0{,}035$	0,035
				$a_{13} = 0{,}010$	0,010

Для приблизительного установления величины $q_{0/1}$ известны три вида величин: $N^{I}, N^{II}, N^{III}, \ldots, N^{XIII}$, $M_{0/1}$ и $a'_1, a'_2, a'_3, \ldots, a'_{13}$.

Очевидно, что числа $a_1, a_2, a_3, \ldots$ и $a'_1, a'_2, a'_3, \ldots$ не равны друг другу по двум причинам: 1) вследствие того, что в основе второго ряда лежат одинаковые числа новорожденных за 13 месяцев и 2) что эти числа средние для 4 лет и для всех месяцев этих лет.

Рассмотрим вначале роль второй причины. Факт, что числа $a_1, a_2, a_3, \ldots, a_{13}$ средние за несколько лет — положительная черта наших долей. Наши исчисления для УССР за 1926—1929 гг. свидетельствуют о том, что колебания по отдельным годам иногда довольно велики. Эти колебания в известной мере затушевывают картину известной сезонности, которая наблюдалась за все изучаемые годы. Вследствие этого

лучше брать средние величины, ибо тогда приближение к реальным, правильно установленным величинам каждого года при таких условиях будет большее. Факт же, что числа a_1, a_2, a_3,..., a_{13} исчислены как средние для всех месяцев года, а не отдельно для января, февраля, марта и т. д., следует признать скорее отрицательной чертой.

При достаточном накоплении материалов удобнее исчислять показатели смертности грудных детей, принимая во внимание своеобразность распределения смертных случаев младенцев на элементарные совокупности в январе, феврале, марте и т. д. (средние за ряд лет). Однако, как свидетельствуют числа, приводимые ниже, степень приближения исчислений, произведенных при помощи нашего показателя, к величинам, установленным при помощи точного метода, вполне удовлетворительна и в случае средней для целого года.

Совсем иное значение имеет неодинаковое число рождений за отдельные месяцы $N^{I}, N^{II}, N^{III},..., N^{XIII}$, которое необходимо устранить из расчетов. Из этого следует, что от известных нам чисел $a_1', a_2', a_3',...,a_{13}'$ надо перейти к достаточно точным приближенным значениям a_1, a_2, a_3,..., a_{13}. При условии, что $N^{I} = N^{II} = N^{III} = ... = N^{XIII}$ числа сбоих рядов, если не принимать во внимание указанных выше неточностей стандартизации, будут одинаковы. Однако как раз по линии рождений наблюдаем значительные колебания. Даже тогда, когда колебания в числах рождений из года в год сравнительно невелики, имеет место известная сезонность рождений по месяцам года. Минимальные числа новорожденных в 1926—1929 гг. в УССР падают на декабрь, май и июнь, а максимальные — на январь, август, октябрь и ноябрь. Разница между ними порой превосходила 20%.

При условии, что $a_1' = a_2' = a_3' = ... = a_{13}'$, и принимая во внимание, что сумма этих величин равна единице, т. е. что каждое из них равно $^1/_{13}$, искомые величины равны

$$a_1 = a_1' \cdot \frac{N^{I}}{N}, \quad a_2 = a_2' \cdot \frac{N^{II}}{N}, \quad a_3 = a_3' \cdot \frac{N^{III}}{N} \text{ и т. д.,}$$

ибо

$$a_1' \cdot \frac{N^{I}}{N} + a_2' \cdot \frac{N^{II}}{N} + a_3' \cdot \frac{N^{III}}{N} + \ldots + a_{13}' \cdot \frac{N^{XIII}}{N} =$$

$$= a_1' \cdot \frac{N^{I} + N^{II} + N^{III} + \ldots + N^{XIII}}{N} = a' \cdot 13 = 1.$$

Это можно доказать и другим способом. Гипотеза равенств $a_1' = a_2' = a_3' = ... = a_{13}' = \frac{1}{13}$ обозначает, что количество смертей по месяцам рождений одинаково, т. е. что количество смертных случаев пропорционально рождениям, которые по условию вывода этих величин предполагались одинаковыми. Это не означает, однако, что и числа $a_1 = a_2 = a_3 = ... = a_{13}$, ибо величина их обусловливается также числами рождений, которые в каждом конкретном случае различны. При условии пропорциональности смертей числам рождений на первый месяц падает смертных случаев

$$M_{^0/_1} \cdot a_1 = M_{^0/_1} \frac{N^{I}}{N^{I} + N^{II} + N^{III} + \ldots + N^{XIII}} = M_{^0/_1} \cdot \frac{N^{I}}{13\bar{N}},$$

откуда

$$a_1 = \frac{N^{\mathrm{I}}}{13\overline{N}},$$

принимая во внимание, что

$$a'_1 = a'_2 = a'_3 = \ldots = a'_{13} = \frac{1}{13},$$

$$a_1 = a'_1 \cdot \frac{N^{\mathrm{I}}}{\overline{N}}$$

и т. д.

При неравенстве чисел a'_1, a'_2, a'_3, ..., a'_{13} сумма исчисленных таким образом величин, или

$$\frac{a'_1 \cdot N^{\mathrm{I}}}{\overline{N}} + \frac{a'_2 \cdot N^{\mathrm{II}}}{\overline{N}} + \frac{a'_3 \cdot N^{\mathrm{III}}}{\overline{N}} + \ldots + \frac{a'_{13} \cdot N^{\mathrm{XIII}}}{\overline{N}},$$

не будет равна единице, а будет либо немного больше, либо немного меньше ее в зависимости от сравнительной величины чисел рождений N^{I}, N^{II}, N^{III},..., N^{XIII}. Если этот ряд растет, иначе говоря, если числа рождений с течением времени увеличиваются, тогда первые, бо́льшие, значения a'_1, a'_2,.. множим на правильные дроби, а последние величины a'_{13}, a'_{12},.. — на числа больше единицы. В таком случае $\frac{\Sigma a' N}{\overline{N}}$ будет меньше единицы. Этого не должно быть, ибо тогда сумма $M_{0/_1} \cdot a_1 + M_{0/_1} \cdot a_2 + M_{0/_1} \cdot a_3 + \ldots + M_{0/_1} \cdot a_{13}$ будет меньше $M_{0/_1}$. Числа же эти — числители частичных вероятностей смерти у младенцев из поколений 13 месяцев — лучше оставить без изменений.

Величины $\frac{a'_1 \cdot N^{\mathrm{I}}}{\overline{N}}$, $\frac{a'_2 \cdot N^{\mathrm{II}}}{\overline{N}}$ и т. д. мы рассматриваем как известные приближения к a_1, a_2, a_3, и разницу между единицей и их суммой распределяем пропорционально их величине, чтобы получить, таким образом, в сумме единицу и оставить без изменения совокупность $M_{0/_1}$. Сделать это нетрудно путем следующих соображений:

$$\frac{a'_1 \cdot N^{\mathrm{I}}}{\overline{N}} + \frac{a'_2 \cdot N^{\mathrm{II}}}{\overline{N}} + \frac{a'_3 \cdot N^{\mathrm{III}}}{\overline{N}} + \ldots + \frac{a'_{13} \cdot N^{\mathrm{XIII}}}{\overline{N}} =$$

$$= \frac{1}{\overline{N}} \left(a'_1 \cdot N^{\mathrm{I}} + a'_2 \cdot N^{\mathrm{II}} + a'_3 \cdot N^{\mathrm{III}} + \ldots + a'_{13} \cdot N^{\mathrm{XIII}} \right) = \frac{\Sigma a' \cdot N}{\overline{N}}.$$

Если $\Sigma a' N$ больше $\overline{N}$, сумма приближенных значений a_1, a_2, a_3, .. больше единицы, а это означает, что числа

$$\frac{a'_1 \cdot N^{\mathrm{I}}}{\overline{N}}, \quad \frac{a'_2 \cdot N^{\mathrm{II}}}{\overline{N}}, \quad \frac{a'_3 \cdot N^{\mathrm{III}}}{\overline{N}}, \ldots$$

надо уменьшить в пропорции

$$1 : \frac{\Sigma a' \cdot N}{\overline{N}}.$$

Если, наоборот, $\Sigma a' N$ меньше $\overline{N}$, имеем правильную дробь, и эти числа надо увеличить в пропорции

$$1 : \frac{\Sigma a' \cdot N}{\overline{N}}.$$

Выходит, что доля умерших младенцев в отчетном месяце из рождений того же месяца, или a_1, среди всех умерших $M_{0/_1}$ равна

$$a_1 = \frac{a'_1 \cdot N^{I}}{N} : \frac{\Sigma a' \cdot N}{N} = \frac{a'_1 \cdot N^{I}}{\Sigma a' N} = a'_1 \cdot \frac{N^{I}}{\Sigma a' N},$$

т. е. для получения приближенного значения a_1 на основании стандартизованного числа a'_1 надо последнее помножить на $\frac{N^{I}}{\Sigma a' N}$. Для предыдущего и других месяцев соответственно имеем

$$a_2 = a'_2 \cdot \frac{N^{II}}{\Sigma a' N}, \qquad a_3 = a'_3 \cdot \frac{N^{III}}{\Sigma a' N} \cdots$$

Сумма этих новых долей или приближенных значений $a_1, a_2, a_3, \ldots$ равна единице

$$\frac{a'_1 \cdot N^{I}}{\Sigma a' N} + \frac{a'_2 \cdot N^{II}}{\Sigma a' N} + \frac{a'_3 \cdot N^{III}}{\Sigma a' N} + \ldots + \frac{a'_{13} \cdot N^{XIII}}{\Sigma a' N} =$$

$$= \frac{1}{\Sigma a' N}\left(a'_1 \cdot N^{I} + a'_2 \cdot N^{II} + a'_3 \cdot N^{III} + \ldots + a'_{13} \cdot N^{XIII}\right) = \frac{\Sigma a' N}{\Sigma a' N} = 1.$$

Поэтому, подставив в предшествующую формулу вместо a_1, a_2, a_3, ... их приближенные значения, получим

$$q_{0/_1} = \frac{M_{0/_1} \cdot a_1}{N^{I}} + \frac{M_{0/_1} \cdot a_2}{N^{II}} + \frac{M_{0/_1} \cdot a_3}{N^{III}} + \ldots + \frac{M_{0/_1} \cdot a_{13}}{N^{XIII}} =$$

$$= \frac{M_{0/_1} \cdot a'_1 N^{I}}{N^{I} \Sigma a' N} + \frac{M_{0/_1} \cdot a'_2 N^{II}}{N^{II} \Sigma a' N} + \frac{M_{0/_1} \cdot a'_3 N^{III}}{N^{III} \Sigma a' N} + \ldots + \frac{M_{0/_1} \cdot a'_{13} N^{XIII}}{N^{XIII} \Sigma a' N} =$$

$$= \frac{M_{0/_1}}{\Sigma a' N}\left(a'_1 + a'_2 + a'_3 + \ldots + a'_{13}\right) = \frac{M_{0/_1}}{\Sigma a' N}.$$

Числа a_1, a_2,..., a_{13} — средние стандартизованные доли, которые показывают, какая часть младенцев умирает из новорожденных отчетного месяца, предшествовавшего отчетному, и т. д. Для нахождения этих долей мы использовали материалы УССР об умерших грудных младенцах по возрасту, месяцу рождений и месяцу смерти. Проиллюстрируем с помощью графика (находится в конце статьи) ход вычислений по материалам 1926 г. величин a' для девочек.

Из общего числа (5135) умерших в январе 1926 г. (после распределения детей «неизвестного» возраста) 1118 умерло в возрасте 0—1 месяца из поколения новорожденных января 1926 г., 449 девочек тоже умерло в возрасте до 1 месяца, но родились они в декабре 1925 г. Третье число (334) — это те младенцы, которые тоже вышли из новорожденных 1925 г., но умерли они в январе следующего года в возрасте 1—2 месяцев и т. д. Общее число младенцев, умерших в январе 1926 г., разлагается на 24 числа, или 24 элементарные совокупности умерших. В каждой из них сгруппированы младенцы одного и того же месяца смерти, одного и того же месяца возраста и месяца рождения. Обозначим эти элементарные совокупности значком Δ и пронумеруем их так, как показано на графике. Этот график наглядно иллюстрирует распределение всех умерших девочек в январе 1926 г. по элементарным совокупностям.

Для нахождения чисел a' необходимо иметь совокупности младенцев, умерших в отчетном месяце, распределенные по месяцам рождения. На графике эти совокупности, за исключением Δ_1 и Δ_{24}, представляют собой параллелограммы (так называемые вторые главные совокупности умерших). Они составляются из двух элементарных совокупностей. Так, $\Delta_2 + \Delta_3$ — это дети, умершие в январе 1926 г. из новорожденных в декабре 1925 г., $\Delta_4 + \Delta_5$ — умершие в январе из поколения ноября и т. д.

Таким образом, все младенцы, умершие в январе 1926 г., слагаются из 13 совокупностей, по месяцу своего рождения. Фактические числа умерших этих совокупностей таковы

$$\Delta_1 = 1118, \quad (\Delta_2 + \Delta_3) = 783, \quad (\Delta_4 + \Delta_5) = 500,$$

$$(\Delta_6 + \Delta_7) = 480 \text{ и т. д.}$$

Имея эти величины, найдем стандартизованное число умерших младенцев при условии одного и того же числа новорожденных в каждом месяце

$$N^{\text{I}} = N^{\text{II}} = N^{\text{III}} = \ldots = N^{\text{XIII}} = 100\,000.$$

Первое стандартизованное число умерших равно

$$\frac{\Delta_1}{N^{\text{I}}} \cdot 100\,000 = \frac{1118 \cdot 100\,000}{53\,126} = 2104,$$

следующее $\dfrac{\Delta_2 + \Delta_3}{N^{\text{II}}} \cdot 100\,000 = \dfrac{783 \cdot 100\,000}{42\,747} = 1832$ и т. д.

Если при определении величин $a'_1, a'_2, a'_3, \ldots, a'_{13}$ ограничиться опытом одного месяца, тогда эти числа будут соответственно равны

$$a'_1 = \frac{2104}{2104+1832+947+872+786+570+785+699+574+535+488+335+78} =$$

$$= \frac{2104}{10\,607} = 0{,}1984,$$

$$a'_2 = \frac{1832}{10\,607} = 0{,}1727 \text{ и т. д.}$$

Ввиду указанных выше соображений нецелесообразно опираться на опыт одного только месяца. Вследствие этого мы исчисляли сначала ряды чисел $a'_1, a'_2, a'_3, \ldots$ для всех месяцев 1926, 1927, 1928 и 1929 гг., а потом взяли средние для всех четырех лет, для которых опубликованы соответствующие данные, которые и кладем в основу исчислений нашего показателя динамики смертности младенцев.

Для получения годичных чисел $a'_1, a'_2, a'_3, \ldots, a'_{13}$, приведенных в табл. I, исчислены стандартизованные числа умерших младенцев для каждого месяца смерти так, как это сделано для января 1926 г. Потом складывали стандартизованные числа умерших младенцев, чтобы получить, во-первых, тех, которые умерли в том же месяце, в каком они родились, т. е. Δ_1 для января $+ \Delta_1$ для февраля $+ \ldots + \Delta_1$ для декаб-

Таблица I
Table I

Месяцы рождения Mois des naissances	1926 г.	1925 г. (année)											
	Январь Janvier	Декабрь Décembre	Ноябрь Novembre	Октябрь Octobre	Сентябрь Septembre	Август Août	Июль Juillet	Июнь Juin	Май Mai	Апрель Avril	Март Mars	Февраль Février	Январь Janvier
Количество рождений Nombres des naissances	53 126	42 747	52 790	55 011	46 567	51 369	44 487	41 479	44 416	43 575	48 127	50 901	51 290
Числа a'	20,5	18,0	10,0	8,5	7,0	6.5	6,0	5.5	5,0	4.5	4,0	3,5	1,0
$a'N$	10 891	7 694	5 279	4 676	3 260	3 339	2 669	2 281	2 221	1 961	1 925	1 782	513

Приближенное значение вероятности $q_{0/1}$ по нашей формуле
Valeur approximative de la probabilité $q_{0/1}$ selon notre formule

$$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a'N} = \frac{5135}{10\,891+7694+5279+4676+3260+3339+2669+2281+2221+1961+1925+1782+513} = \frac{5135}{48\,491} = 0{,}1059.$$

Таблица II
Table II

Месяцы рождения Mois des naissances	1926 г.	1925 г. (année)											
	Январь Janvier	Декабрь Décembre	Ноябрь Novembre	Октябрь Octobre	Сентябрь Septembre	Август Août	Июль Juillet	Июнь Juin	Май Mai	Апрель Avril	Март Mars	Февраль Février	Январь Janvier
Вероятности умереть Probabilités à mourir	0,02114	0,01839	0,00951	0,00876	0,00790	0,00572	0,00789	0,00702	0,00576	0,00537	0,00490	0,00338	0,00078

ря, во-вторых, тех, которые родились за месяц до месяца смерти. Это будут $(\Delta_2 + \Delta_3)$ для января, $(\Delta_2 + \Delta_3)$ для февраля,..., $(\Delta_2 + \Delta_3)$ для декабря.

Таким же образом определяли умерших младенцев, которые родились за 2, 3 и т. д. месяца до месяца своей смерти. Для каждого года получали 13 чисел, которые и фигурируют в табл. VI в графе «Стандартизованные числа умерших». Превращение этих чисел в относительные к общей сумме умерших за год, т. е. стандартизованного числа младенцев, умерших в данном году, дает ряд a'_1, a'_2, a'_3,.. для того или иного года.

В табл. VI приведены доли для каждых из 4 изучаемых лет, средние для них и числа a', которые приняты как окончательные при вычислении показателей динамики смертности младенцев. Числа a' последней колонки округлены и несколько сглажены по сравнению с непосредственно полученными средними.

Покажем на примере, как применять наши числа a' для исчисления показателя динамики детской смертности. В январе 1926 г. умерло 5135 девочек в возрасте 0—1 года. Эта величина и есть числитель нашего показателя.

Определим его знаменатель, или $\Sigma a'N$.

Вывод формулы показывает, что не может быть больших расхождений между точно исчисленной вероятностью смерти у младенцев в возрасте 0—1 года в условиях отчетного месяца и величиной, вычисленной по нашей формуле. Вычислим вероятность смерти у девочек до 1 года в условиях января 1926 г. Для этого разделим числа умерших в совокупностях Δ_1, $(\Delta_2 + \Delta_3)$, $(\Delta_4 + \Delta_5)$,..., Δ_{24} на соответствующие числа рождений. Как выяснено выше, это не что иное, как 13 частичных вероятностей умереть в возрасте 0—1 года в январе 1926 г. для детей, которые родились в течение 13 месяцев.

Вероятности смерти у девочек в январе 1926 г. в возрасте 0—1 года приведены в табл. II.

Сумма этих частичных вероятностей, или 0,10652, и есть вероятность у девочек умереть в условиях января 1926 г. в возрасте 0—1 года. Вероятности, исчисленные при помощи первого и второго методов,

Таблица III
Table III

		Ошибки Erreurs											
		До 1%		1—2%		2—4%		4—10%		Больше Plus de 10%		Всего Total	
		Колич. Nombres	%	Колич. Nombres	%	Колич. Nombres	%	Колич. Nombres	%	Колич. Nombres	%	Колич. Nombres	%
1.	$\frac{M_{0/1}}{N}$	5	5,21	9	9,38	21	21,87	37	38,54	24	25,0	96	100,0
2.	3-й метод 3ème méthode	18	18,76	21	21,87	26	27,08	26	27,08	5	5,21	96	100,0
3.	Наш метод Notre méthode $\frac{M_{0/1}}{\Sigma a'N}$	87	90,62	9	9,38	—	—	—	—	—	—	96	100,0

Таблица IV
Table IV

a'	Мальчики Garçons		Девочки Filles	
	Для УССР RSS d'Ukraine	Для городов УССР Villes de la RSSU	Для УССР RSS d'Ukraine	Для городов УССР Villes de la RSSU
a'_1	0,215	0,205	0,205	0,188
a'_2	0,180	0,157	0,180	0,157
a'_3	0,100	0,092	0,100	0,095
a'_4	0,080	0,082	0,085	0,083
a'_5	0,070	0,075	0,070	0,075
a'_6	0,060	0,068	0,065	0,068
a'_7	0,060	0,065	0,060	0,061
a'_8	0,055	0,059	0,055	0,056
a'_9	0,050	0,056	0,050	0,056
a'_{10}	0,045	0,047	0,045	0,056
a'_{11}	0,040	0,046	0,040	0,047
a'_{12}	0,035	0,035	0,035	0,044
a'_{13}	0,010	0,013	0,010	0,014

расходятся только на 0,56%. Также мало расходятся результаты исчислений мер динамики смертности младенцев, произведенные на основании обоих методов и для других месяцев и лет, в чем нетрудно убедиться из табл. IV и V. Максимальное расхождение наблюдается у девочек, умерших в ноябре 1926 г. (1,42%), и мальчиков, умерших в апреле 1929 г. (1,75%). Меры для других месяцев расходятся очень незначительно.

Методы исчисления $q_{0/1}$, применяемые в других странах

Очень странным представляется, что изучение динамики детской смертности по месяцам или кварталам года — одно из самых слабых мест мировой статистики. В этом нетрудно убедиться, ознакомившись с очень интересной таблицей, приведенной в первом номере нового журнала Международного статистического института [134] за 1933 г. и с нашей табл. III.

Практически применяют три способа для определения меры новорожденным умереть в условиях изучаемого периода (квартала или месяца) в возрасте 0—1 года:

1. Исчисляют точную вероятность $q_{0/1}$ для живорожденных данного и четырех предшествующих кварталов умереть в условиях отчетного квартала, не дожив до 1 года. Такой точный метод применяется только в Саксонии.

2. Наиболее часто пользуются следующим методом. Для получения приблизительного значения вероятности для живорожденных уме-

[134] «Revue de l'Institut International de Statistique», 1ère année, livraison 1, La Haye, 1933, стр. 112.

реть в возрасте 0—1 года в условиях данного квартала или месяца делят число младенцев, умерших в течение отчетного периода, на число рождений за этот же промежуток времени. Такой способ применяется в 15 странах: Австралии, Англии и Уэльсе, Южной Африке, Болгарии, Венгрии, Вюртемберге, Германии, Греции, Новой Зеландии, Ирландском Свободном Государстве, Северной Ирландии, Канаде, Румынии, Чили и Шотландии.

3. Много стран (12) в качестве меры смертности младенцев в данном квартале или месяце используют другое мерило, которое считается значительно лучшим приближением к величине вероятности $q_{0/1}$, чем второй способ. Числитель ее — число умерших младенцев в течение изучаемого периода, но сведенное к году, т. е. непосредственное число умерших, скажем, за январь делят на 31 и то, что получится, множат на число дней в данном году (365 или 366). В качестве знаменателя берут число детей, которые родились живыми в течение изучаемого периода и трех предшествующих кварталов (в Голландии — в течение отчетного и 11 предшествующих месяцев). К странам, которые употребляют этот метод, принадлежат: Бавария, Голландия, Египет, Испания, Литва, Штат Нью-Йорк, Польша, Пруссия, Франция, Чехословакия, Швейцария и Эстония.

В табл. III на примере исчисления 96 величин для УССР нельзя не убедиться в значительной ошибочности и непригодности второго и третьего методов для измерения динамики детской смертности по месяцам года. Мы приводим наряду с точно исчисленной вероятностью $q_{0/1}$ величины, вычисленные по нашей формуле и на основании второго и третьего методов. Расхождения меры $\frac{M_{0/1}}{N}$ или числа младенцев, умерших в течение отчетного месяца, разделенного на число новорожденных за этот же месяц, и $q_{0/1}$ достигают иногда очень значительной величины. Так, для девочек в июне 1929 г. разница превышает 15%, для мальчиков она несколько меньше. Картина получается тем более неправильная, что иногда два соседних месяца имеют значительные противоположные отклонения от истинной величины. Так, у девочек в январе 1926 г. мера $\frac{M_{0/1}}{N}$ меньше $q_{0/1}$ на 8,9%, а в феврале она больше на 7%.

Степень пригодности разных методов исчисления $q_{0/1}$

Внимательно просматривая относительные величины, которые характеризуют степень точности третьего метода исчисления меры смертности по месяцам года, равным образом констатируем значительные расхождения, хотя они и меньше, нежели при втором методе. Сравним степень точности результатов исчисления интенсивности смертности младенцев для 48 месяцев для мальчиков и девочек (т. е. 96 величин), определенных при помощи нашей формулы и двух других методов, которые обычно употребляются. Приняв величину точно исчисленной вероятности умереть до 1 года в условиях изучаемого месяца или $q_{0/1}$ за 100%, получим весьма показательные числа, которые характеризуют степень точности исчислений.

На основании опыта УССР констатируем, что самые плохие результаты получают тогда, когда применяют наиболее популярный метод. Тогда в 63,5% всех случаев ошибка превышает 4%, в 25% случаев она даже больше чем на 10%. Лучшие результаты получают при третьем методе, когда сводят число смертных случаев за целый год и относят их к рождениям за отчетный и 11 предшествующих месяцев,

В таком случае 40,6% приходится на ошибки, которые не превышают 2%, основная же масса (54,2%) лежит в пределах от 2 до 10%, и только 5,2% превышают 10%. Применяя рекомендуемый нами метод, получаем, что в 90,6% случаев ошибка меньше 1%, и только в 9,4% случаев она лежит в пределах 1—2%; больше 2% она не была ни разу.

Остается высказать некоторые соображения по поводу наших стандартизованных процентов распределения младенцев, умерших в течение определенного месяца, по месяцам их рождения. Они получены из первичных материалов, поэтому к ним перешли некоторые их ошибки.

Как известно, проблема изучения смертности детей очень сложна именно вследствие неточности статистических материалов, о чем неоднократно упоминалось в нашей государственной статистике. В своем показателе динамики смертности младенцев мы не стремимся разрешить задачу — дать абсолютно «точную» картину с точки зрения нам совершенно неизвестных по своей правильности материалов. Говорить об этом пока еще преждевременно, особенно когда пользуются материалами прошлого. После окончательного приведения в порядок наших сведений о месяце смерти и месяце рождения умершего младенца, их всестороннего контроля с точки зрения точности записей нужно будет снова вычислить соответствующие величины. Нашей задачей было дать в первую очередь обоснование и характеристику нового метода приближенных исчислений вероятности новорожденному младенцу умереть $q_{0/_1}$ и показать далее, что полученные при этом результаты вполне удовлетворительны с точки зрения исчислений при помощи научно безукоризненного прямого метода. Необходимым условием для сравнения является то, что вычисления обязательно базируются на одном и том же статистическом материале. Стандартизованные дроби для других стран можно вычислить на основании материалов Саксонии, что мы лишены возможности сделать вследствие отсутствия таких материалов.

Степень приближения меры $\frac{M_{0/_1}}{\Sigma a' N}$ к точно вычисленной вероятности $q_{0/_1}$ зависит от степени приближения стандартизованных дробей a'_1, a'_2, a'_3,..., a'_{13} к фактическому распределению смертных случаев детей по месяцам их рождения, т. е. к числам a_1, a_2, a_3,..., a_{13}.

Допустим, что статистика дает нам совершенно верные сведения о детской смертности. В таком случае сравнительная интенсивность смертности младенцев по месяцам их рождения в различных общественных категориях и их отдельных группах различна. Иначе говоря, числа a_1, a_2, a_3,..., a_{13} будут у них несколько расходиться. Возникает, таким образом, потребность вычислять стандартизованные дроби a'_1, a'_2, a'_3,..., a'_{13} для каждой отдельной группы населения в том случае, если ее величины a_1, a_2, a_3,..., a_{13} более или менее значительно отличаются от чисел для всей страны.

Вопрос еще больше усложняется, когда мы имеем основания предполагать, что степень точности статистической регистрации смертности младенцев в различных общественных категориях и их отдельных группах различна. Тогда напрашивается совершенно естественная мысль о степени пригодности стандартизованных дробей, вычисленных для всей страны, в деле практического изучения той или иной части населения.

Статистика УССР дает возможность вычислить величины a_1, a_2, a_3,..., a_{13}, а также и величины a'_1, a'_2, a'_3,..., a'_{13} только для городского и сельского населения. Этот материал в основном отражает своеобразия протекания смертности младенцев по месяцам их рождения среди

городских и сельских жителей с различной степенью точности регистрации в городе и деревне. С теоретической точки зрения на данном этапе сравнительной интенсивности смертности и степени точности регистрации материалы УССР дают возможность ответить на вопрос, который имеет огромное практическое значение: можно ли при помощи наших стандартизованных дробей достаточно точно вычислить детскую смертность для разных частей СССР и для разных групп населения в ближайшем будущем или нет?

М. Н. Трацевский на основании материалов за два года (1927 и 1929) исчислил величины a'_1, a'_2, a'_3,..., a'_{13} для населения городов УССР, где можно было ожидать некоторых расхождений со стандартизованными дробями для всей республики вследствие действия двух указанных выше причин. Приводим эти числа, не изменяя их и не округляя.

Таблица V. Динамика детской смертности для городов УССР (мальчики 1927 и 1929 гг.) ($q_{0/1} \times 1000$)

Table V. Mouvement de la mortalité infantile dans les villes de la RSS d'Ukraine (garçons—années 1927 et 1929) ($q_{0/1} \times 1000$)

	Январь Janvier	Февраль Février	Март Mars	Апрель Avril	Май Mai	Июнь Juin	Июль Juillet	Август Août	Сентябрь Septembre	Октябрь Octobre	Ноябрь Novembre	Декабрь Décembre
$q_{0/1}$	107,2	112,0	113,0	115,1	110,9	154,7	221,1	224,8	157,5	127,4	101,7	101,8
$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	107,9	111,9	112,9	115,0	110,5	155,4	222,4	224,9	157,8	127,3	101,1	100,9
$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a'' N}$	107,7	112,1	113,9	115,2	110,6	155,1	221,9	224,6	157,6	127,1	100,9	100,6

a'—числа для УССР; nombres pour la RSS d'Ukraine;
a''—числа для городов УССР; nombres pour les villes de la RSSU.

Числа a'_1, a'_2, a'_3,..., a'_{13} для УССР и ее городов расходятся между собой не так уж значительно. Это приводит к тому, что разница между исчислениями при помощи первых и вторых стандартизованных дробей и точной вероятностью $q_{0/1}$ будет величиной незначительной, которая не имеет практического значения. Чтобы в этом убедиться, приведем числа, характеризующие динамику смертности младенцев в городах УССР, вычисленные тремя способами.

Табл. V показывает, что ошибка при применении тех или других чисел a' незначительна — ни в одном случае она не превышает 2%.

Результаты наших вычислений показывают, что предложенный метод приближенного исчисления вероятности смертности детей по найденным нами числам a' может быть применен не только для УССР, но также для СССР в целом и для его отдельных частей. Следует, однако, отметить, что наш метод есть метод приближенный, и как таковой он требует в определенных случаях новых исчислений величин a'_1, a'_2, a'_3,..., a'_{13}.

В результате социалистического строительства мы уже к 1933 г. добились колоссального снижения смертности грудных младенцев. Несомненно, что и в дальнейшем будет иметь место прогресс в этом направлении. Для наблюдения за новыми достижениями, особенно же для изучения влияния специфических условий, присущих определенному

времени, а также для количественной характеристики роли известных причин смерти и выработки целесообразных мер борьбы с ними нужно иметь реальную возможность своевременно и с достаточной степенью точности следить за динамикой смертности грудных детей по месяцам года. Этой задаче и должен служить предложенный показатель динамики смертности младенцев.

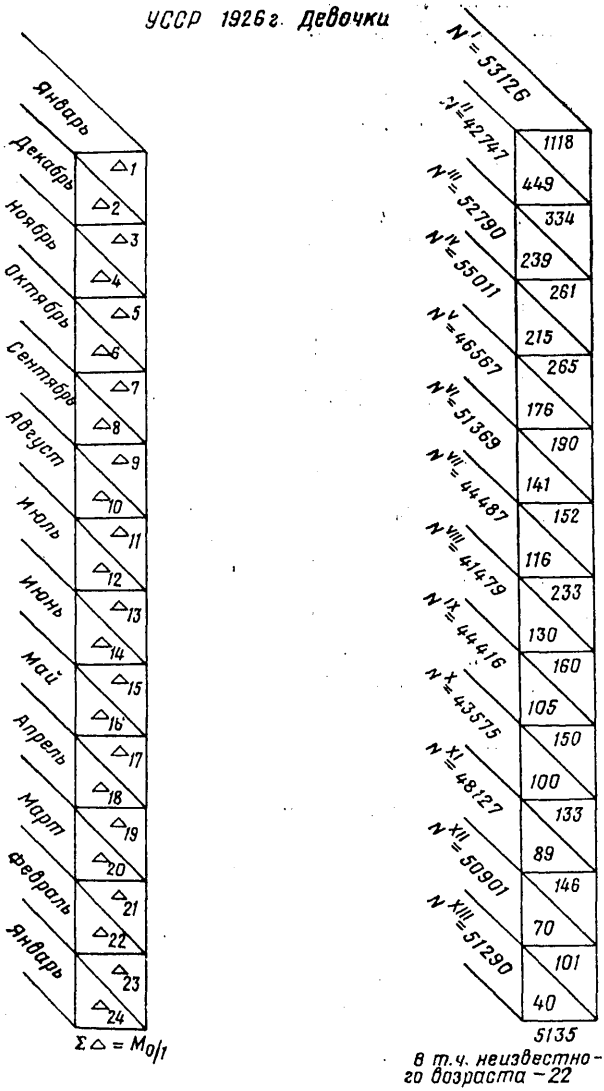


Таблица VI. Стандартизованные числа умерших младенцев в 1926—1929 гг. по месяцам рождения
Table VI. Nombres standartisés des enfants décédés en 1926—1927 selon les mois de l'année

Месяц рождения Mois de la naissance	1926 г.		1927 г.		1928 г.		1929 г.		Средние числа $a_1, a_2, \ldots$ за 4 года Nombres moyens pour 4 ans	
	Стандартизованные числа умерших Nombres standartisés des décédés	$a_1, a_2, \ldots$	Стандартизованные числа умерших Nombres standartisés des décédés	$a_1, a_2, \ldots$	Стандартизованные числа умерших Nombres standartisés des décédés	$a_1, a_2, \ldots$	Стандартизованные числа умерших Nombres standartisés des décédés	$a_1, a_2, \ldots$	Абсолютные Absolus	Округленные Arrondis
			Мальчики Garçons							
1. Тот же, что и смерти Celui du décès	39 777	0,2122	41 066	0,2208	40 426	0,2298	39 337	0,2030	0,2164	0,215
2. Предшествующий отчетному Qui précède ce mois	32 518	0,1735	35 582	0,1913	31 914	0,1814	35 455	0,1829	0,1823	0,180
3. За 2 месяца до отчетного 2 mois précédents	18 692	0,0997	19 668	0,1058	18 557	0,1055	20 575	0,1062	0,1043	0,100
4. За 3 месяца до отчетного 3 mois précédents	15 285	0,0816	15 977	0,0859	14 645	0,0832	16 746	0,0864	0,0843	0,080
5. За 4 месяца до отчетного 4 mois précédents	13 083	0,0698	13 694	0,0736	12 267	0,0697	14 356	0,0741	0,0714	0,070
6. За 5 месяцев до отчетного 5 mois précédents	11 355	0,0606	11 520	0,0619	10 916	0,0620	12 486	0,0644	0,0622	0,060
7. За 6 месяцев до отчетного 6 mois précédents	12 432	0,0663	11 132	0,0599	10 249	0,0583	11 824	0,0610	0,0614	0,060
8. За 7 месяцев до отчетного 7 mois précédents	11 081	0,0591	9 299	0,0500	8 978	0,0510	10 747	0,0555	0,0539	0,055
9. За 8 месяцев до отчетного 8 mois précédents	9 664	0,0516	8 553	0,0460	8 353	0,0475	9 699	0,0500	0,0488	0,050
10. За 9 месяцев до отчетного 9 mois précédents	8 475	0,0452	7 153	0,0385	7 314	0,0416	8 486	0,0438	0,0423	0,045
11. За 10 месяцев до отчетного 10 mois précédents	7 217	0,0385	6 159	0,0331	5 961	0,0339	7 141	0,0368	0,0356	0,040
12. За 11 месяцев до отчетного 11 mois précédents	5 692	0,0304	4 518	0,0243	4 681	0,0266	5 201	0,0268	0,0345	0,035
13. За 12 месяцев до отчетного 12 mois précédents	2 145	0,0115	1 646	0,0089	1 679	0,0095	1 772	0,0091	0,0098	0,010
	Σ = 187 416	1,0000	185 967	1,0000	175 940	1,0000	193 825	1,0000	—	1,0000

Продолжение
Suite

Месяц рождения Mois de la naissance	1926 г.		1927 г.		1928 г.		1929 г.		Средние числа $a'_1, a'_2, \ldots$ за 4 года Nombres moyens pour 4 ans	
	Стандартизованные числа умерших Nombres standartisés des décédés	$a'_1, a'_2, \ldots$	Стандартизованные числа умерших Nombres standartisés des décédés	$a'_1, a'_2, \ldots$	Стандартизованные числа умерших Nombres standartisés des décédés	$a'_1, a'_2, \ldots$	Стандартизованные числа умерших Nombres standartisés des décédés	$a'_1, a'_2, \ldots$	Абсолютные Absolus	Округленные Arrondis
			Девочки	Filles						
1. Тот же, что и смерти Celui du décès	30 923	0,1989	33 498	0 2160	31 769	0,2192	31 039	0,1881	0 2055	0,205
2. Предшествующий отчетному Qui précède ce mois	26 510	0,1705	29 358	0,1893	26 575	0,1839	29 817	0 1807	0,1811	0,180
3. За 2 месяца до отчетного 2 mois précédents	15 566	0,1001	16 196	0,1045	14 715	0,1015	16 791	0,1018	0,1020	0,100
4. За 3 месяца до отчетного 3 mois précédents	12 783	0,0822	13 031	0,0840	11 777	0 0813	13 716	0,0831	0,0827	0,085
5. За 4 месяца до отчетного 4 mois précédents	10 653	0,0685	11 181	0,0721	9 673	0 0667	12 480	0 0757	0,0708	0,070
6. За 5 месяцев до отчетного 5 mois précédents	9 481	0,0610	9 646	0 0622	9 045	0,0624	10 623	0 0644	0,0625	0,065
7. За 6 месяцев до отчетного 6 mois précédents	10 371	0 0667	9 121	0,0588	8 607	0,0594	10 098	0,0612	0,0615	0,060
8. За 7 месяцев до отчетного 7 mois précédents	9 279	0,0597	7 825	0,0505	7 759	0,0535	9 451	0,0573	0,0552	0 055
9. За 8 месяцев до отчетного 8 mois précédents	8 188	0,0526	7 248	0,0467	7 162	0 0494	8 780	0,0532	0,0505	0,050
10. За 9 месяцев до отчетного 9 mois précédents	8 026	0,0516	6 429	0,0415	6 553	0,0452	8 043	0 0488	0,0468	0,045
11. За 10 месяцев до отчетного 10 mois précédents	6 548	0,0421	5 642	0,0364	5 562	0,0384	6 973	0,0423	0,0398	0,040
12. За 11 месяцев до отчетного 11 mois précédents	5 297	0 0340	4 334	0,0280	4 211	0,0291	5 520	0,0335	0,0312	0,035
13. За 12 месяцев до отчетного 12 mois précédents	1 885	0,0121	1 556	0 0100	1 523	0,0105	1 639	0 0099	0,0108	0,010
	$\Sigma = 155\,510$	1,0000	155 065	1,0000	144 931	1,0000	164 970	1 0000	—	1,0000

Таблица VII. Показатели динамики смертности детей от 0 до 1 года по месяцам на 1000. Мальчики УССР

Table VII. Indices du mouvement de la mortalite infantile (0—1 an) selon les mois de l'année pour 1000. RSS d'Ukraine. Garçons

Годы Années		Январь Janvier	Февраль Février	Март Mars	Апрель Avril	Май Mai	Июнь Juin	Июль Juillet	Август Août	Сентябрь Septembre	Октябрь Octobre	Ноябрь Novembre	Декабрь Décembre
а		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1926	$q_{0/1}$	131,5	137,6	175,6	183,3	140,5	129,9	183,4	204,4	162,3	139,6	127,9	168,9
	$\frac{M_{0/1}}{N}$	115,5	147,9	180,6	205,3	150,2	134,5	176,1	182,4	153,6	123,0	120,8	179,6
	3 метод 3 méthode	130,3	150,8	171,6	183,3	133,7	126,6	175,7	201,2	167,4	143,8	138,6	169,1
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	131,3	137,2	175,2	184,4	140,1	129,0	182,5	202,7	162,2	140,5	130,0	169,5
1927	$q_{0/1}$	163,9	158,2	158,6	149,3	131,2	125,2	160,9	223,7	201,1	171,9	122,0	121,5
	$\frac{M_{0/1}}{N}$	153,0	153,4	156,2	160,6	147,2	138,9	167,1	217,0	208,2	163,5	121,6	136,8
	3 метод 3 méthode	167,0	178,4	159,7	151,2	123,8	119,7	150,2	212,4	198,6	167,1	124,2	114,5
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	165,1	159,2	158,8	149,1	129,7	123,7	159,9	221,6	200,1	171,0	122,1	119,7
1928	$q_{0/1}$	111,7	142,9	186,6	166,4	142,0	122,9	136,5	160,9	166,2	144,3	127,9	167,1
	$\frac{M_{0/1}}{N}$	101,6	137,4	182,8	183,2	152,1	136,6	135,6	146,7	168,4	135,7	130,3	200,6
	3 метод 3 méthode	109,7	152,7	186,3	168,4	136,4	118,9	129,7	157,3	168,4	143,7	131,8	157,7
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	111,7	142,5	185,8	166,0	141,5	121,5	135,8	159,7	165,6	144,5	128,4	167,6
1929	$q_{0/1}$	170,6	173,9	160,0	148,8	134,2	124,3	159,3	243,6	214,0	156,7	123,1	130,0
	$\frac{M_{0/1}}{N}$	146,8	171,1	153,9	155,1	148,6	142,3	167,3	231,2	222,2	153,5	128,2	141,7
	3 метод 3 méthode	167,2	192,2	159,6	148,7	129,5	120,2	149,0	233,7	213,9	152,5	123,6	122,0
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	169,5	173,3	159,4	146,2	134,4	123,9	158,5	241,8	213,9	156,2	123,9	129,4

Продолжение
Suite

Годы Années		Январь Janvier	Февраль Février	Март Mars	Апрель Avril	Май Mai	Июнь Juin	Июль Juillet	Август Août	Сентябрь Septembre	Октябрь Octobre	Ноябрь Novembre	Декабрь Décembre
a		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
В процентах к вероятности ($q_{0/1}$) младенцу умереть в условиях данного месяца Pourcentage par rapport au quotient de mortalité ($q_{0/1}$) du mois examiné													
1926	$\frac{M_{0/1}}{N}$	87,83	107,49	102,85	112,00	106,90	103,54	96,02	89,24	94,64	88,11	94,45	106,33
	3 метод 3 méthode	99,09	109,59	97,72	100,00	95,16	97,46	95,80	98,43	103,14	103,01	108,37	100,12
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	99,85	99,71	99,77	100,60	99,72	99,31	99,51	99,17	99,94	100,64	101,64	100,36
1927	$\frac{M_{0/1}}{N}$	93,34	96,97	98,49	107,56	112,19	110,94	103,85	97,01	103,53	95,11	99,67	112,59
	3 метод 3 méthode	101,89	112,77	100,69	101,27	94,36	95,61	99,35	94,95	98,76	97,21	101,80	94,24
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	100,73	100,63	100,12	99,87	98,86	98,80	99,38	99,06	99,50	99,47	100,08	98,52
1928	$\frac{M_{0/1}}{N}$	90,96	96,15	97,96	110,10	107,11	111,14	99 34	91,17	101,32	94,04	101,87	120,05
	3 метод 3 méthode	98,21	106,86	99,84	101,20	96,06	96,75	95,02	97,76	101,32	99,58	103,05	94,37
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	100,00	99,72	99,57	99,76	99,65	98,86	99,49	99,25	99,64	100,13	100,39	100,30
1929	$\frac{M_{0/1}}{N}$	86,05	98,40	96,19	104,23	110,73	114,48	105,20	94,91	103,83	97,96	104,14	109,00
	3 метод 3 méthode	98,01	110,50	99,75	99,93	96,50	96,70	93,53	95,94	99,95	97,32	100,41	93,85
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	99,36	99,66	99,63	98,25	100,15	99,68	99,50	99.18	99,95	99,68	100,65	99,54

Таблица VIII. Показатели динамики смертности детей от 0 до 1 года по месяцам на 1000. Девочки УССР

Table VIII. Indices du mouvement de la mortalité infantile (0 – 1 an) selon les mois de l'année pour 1000. RSS d'Ukraine. Filles

Годы Années		Январь Janvier	Февраль Février	Март Mars	Апрель Avril	Май Mai	Июнь Juin	Июль Juillet	Август Août	Сентябрь Septembre	Октябрь Octobre	Ноябрь Novembre	Декабрь Décembre
a		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1926	$q_{0/1}$	106,1	111,2	134,5	142,2	115,6	115,0	162,2	174,7	139,0	117,7	105,6	137,9
	$\frac{M_{0/1}}{N}$	96,7	119,0	139,0	158,6	123,6	121,5	158,3	155,8	131,8	103,1	98,2	142,0
	3 метод 3 méthode	105,2	122,6	133,1	142,6	110,7	112,7	155,2	171,3	142,7	120,5	114,2	139,9
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	105,9	111,5	135,6	142,9	115,8	114,8	162,0	173,5	139,9	118,3	107,1	138,9
1927	$q_{0/1}$	135,1	126,9	128,1	118,8	109,3	103,6	140,5	192,1	172,2	141,2	99,5	100,9
	$\frac{M_{0/1}}{N}$	132,1	121,8	124,5	126,2	123,8	116,3	148,3	186,2	178,8	135,1	98,4	109,7
	3 метод 3 méthode	137,3	142,1	129,0	120,8	103,8	99,2	131,0	183,1	169,9	137,1	101,3	97,2
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	136,2	127,2	128,1	118,5	108,3	102,3	139 5	191,5	171,6	140,9	99,6	100,5
1928	$q_{0/1}$	91,2	112,6	145,4	129,9	114,6	102,1	119,5	143,4	135,9	122 8	107,7	134,1
	$\frac{M_{0/1}}{N}$	86,7	106,8	141,4	142,9	121,6	114,8	120,5	120,2	137,3	115,3	109,1	152,2
	3 метод 3 méthode	89,4	120,3	145,7	131,7	110,4	99,2	113,6	139,9	137,8	121,8	110,9	128 8
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	91,3	112,6	144,9	129,3	114,1	100,9	119,2	142,6	135,7	122,3	108,1	133,6
1929	$q_{0/1}$	137,1	136,4	127,1	117,1	108,6	103,3	137,0	213,5	180,1	129,3	103,2	107,1
	$\frac{M_{0/1}}{N}$	122,4	134,1	121,7	123,5	107,8	119,7	135,2	204,2	190,4	126,4	107,5	112,2
	3 метод 3 méthode	133,8	150,7	127,5	119,0	104,6	99,6	128,2	205,2	180,2	125,8	103,8	102,5
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	136,2	136,3	127,2	116,7	108,4	102,6	136,7	213,2	181,0	129,4	103,4	107,1

Продолжение
Suite

Годы Années	Январь Janvier	Февраль Février	Март Mars	Апрель Avril	Май Mai	Июнь Juin	Июль Juillet	Август Août	Сентябрь Septembre	Октябрь Octobre	Ноябрь Novembre	Декабрь Décembre
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
В процентах к вероятности ($q_{0/1}$) младенцу умереть в условиях данного месяца Pourcentage par rapport au quotient de mortalité ($q_{0/1}$) du mois examiné												
1926 $\frac{M_{0/1}}{N}$	91,14	107,01	103,34	111,53	100,49	105,83	97,60	89,18	94,82	87,60	92,99	102,97
1926 3 метод 3 méthode	99,15	110,25	98,96	100,28	95,76	98,00	95,68	98,05	102,66	102,38	108,14	101,45
1926 $\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	99,81	100,27	100,82	100,49	100,17	99,83	99,88	99,31	100,65	100,51	101,42	100,73
1927 $\frac{M_{0/1}}{N}$	97,78	95,98	97,19	106,23	113,28	112,26	105,55	96,03	103,83	95,68	98,89	108,72
1927 3 метод 3 méthode	101,68	111,98	100,70	101,68	94,97	95,75	93,24	95,31	98,66	97,10	101,81	96,33
1927 $\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	100,81	100,24	100,00	99,75	99,10	98,75	99,29	99,69	99,65	99,79	100,10	99,60
1928 $\frac{M_{0/1}}{N}$	95,07	94,85	97,25	110,01	106,11	112,43	100,83	83,82	101,03	93,89	101,29	113,50
1928 3 метод 3 méthode	98,03	106,84	100,21	101,39	96,34	97,16	95,06	97,56	101,40	99,19	102,97	96,05
1928 $\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	100 11	100,00	99,66	99,54	99,56	98,82	99,75	99,44	99,85	99,59	100,37	99,63
1929 $\frac{M_{0/1}}{N}$	89,28	98,31	95,75	105,47	99,26	115,88	98,68	95,64	105,72	97,76	104,17	104,76
1929 3 метод 3 méthode	97,59	110,48	100,31	98,40	96,32	96,42	93,58	96,11	100,06	97,29	100,58	95,70
1929 $\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	99,34	99,93	100,08	99,66	99,82	99,32	99,78	99,86	100,50	100,08	100,19	100,00

Таблица IX. Разницы между приближенными и точно исчисленной вероятностью ($q_{0/1}$) младенцу умереть в течение года в условиях данного месяца ($q_{0/1}$=100%). УССР

Table IX. Différence entre les quotients de mortalité des enfants de moins de 1 an calculés selon les méthodes approchées pour les mois de l'année et le quotient de mortalité $q_{0/1}$ établi selon la méthode correcte ($q_{0/1}$=100%). RSS d'Ukraine

Годы Années		Январь Janvier	Февраль Février	Март Mars	Апрель Avril	Май Mai	Июнь Juin	Июль Juillet	Август Août	Сентябрь Septembre	Октябрь Octobre	Ноябрь Novembre	Декабрь Décembre
a		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
						Мальчики Garçons							
1926	$\frac{M_{0/1}}{N}$	—12,17	+ 7,49	+ 2,85	+12,00	+ 6,90	+ 3,54	— 3,98	—10,76	— 5,36	—11,89	— 5,55	+6,33
	3 метод 3 méthode	— 0,91	+ 9,59	— 2,28	—	— 4,84	— 2,54	— 4,20	— 1,57	+ 3,14	+ 3,01	+ 8,37	+0,12
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	— 0,15	— 0,29	— 0,23	+ 0,60	— 0,28	— 0,69	— 0,49	— 0,83	— 0,06	+ 0 64	+ 1,64	+0,36
1927	$\frac{M_{0/1}}{N}$	— 6,66	— 3,03	— 1,51	+ 7,56	+12,19	+10,94	+ 3,85	— 2,99	+ 3,53	— 4,89	— 0,33	+12,59
	3 метод 3 méthode	+ 1,89	+12,77	+ 0,69	+ 1,27	— 5,64	— 4,39	— 6,65	— 5,05	— 1,24	— 2,79	+ 1,80	—5,76
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	+ 0,73	+ 0,63	+ 0,12	— 0,13	— 1,14	— 1,20	— 0,62	— 0,94	— 0,50	— 0,53	+ 0,08	—1,48
1928	$\frac{M_{0/1}}{N}$	— 9,04	— 3,85	— 2,04	+10,10	+ 7,11	+11 14	— 0,66	— 8,83	+ 1,32	— 5,96	+ 1,87	+20,05
	3 метод 3 méthode	— 1,79	+ 6,86	— 0 16	+ 1,20	— 3,94	— 3,25	— 4,98	— 2,24	+ 1,32	— 0,42	+ 3,05	—5,63
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	—	— 0,28	— 0,43	— 0,24	— 0,35	— 1,14	— 0,51	— 0,73	— 0,36	+ 0,18	+ 0,89	+0,30
1929	$\frac{M_{0/1}}{N}$	—13,95	— 1,60	— 3,89	+ 4,23	+10,73	+14,48	+ 5,20	— 5,09	+ 3,83	— 2,04	+ 4,14	+9,00
	3 метод 3 méthode	— 1,99	+10,50	— 0,25	— 0,07	— 3,50	— 3,30	— 6,47	— 4,06	— 0,05	— 2,68	+ 0,41	—6,15
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	— 0,64	— 0,84	— 0,37	— 1,75	+ 0,15	— 0,82	— 0,50	— 0,82	— 0,05	— 0,32	+ 0,65	—0,46

Продолжение
Suite

Годы Année s		Январь Janvier	Февраль Février	Март Mars	Апрель Avril	Май Mai	Июнь Juin	Июль Juillet	Август Août	Сентябрь Septembre	Октябрь Octobre	Ноябрь Novembre	Декабрь Décembre
a		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
						Девочки	Filles						
1926	$\frac{M_{0/1}}{N}$	— 8,86	+ 7,01	+ 3,34	+11,53	+ 0,49	+ 5,83	— 2,40	—10,82	— 5,18	—12,40	— 7,01	+2,97
	3 метод 3 méthode	— 0,85	+10,25	— 1,04	+ 0,28	— 4,24	— 2,00	— 4,32	— 1,95	+ 2,66	+ 2,38	+ 8,14	+1,45
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	— 0,19	+ 0,27	+ 0,82	+ 0,49	+ 0,17	— 0,17	— 0,12	— 0,69	+ 0,65	+ 0,51	+ 1,42	+0,73
1927	$\frac{M_{0\ 1}}{N}$	— 2,22	— 4,02	— 2,81	+ 6,23	+13,28	+12,26	+ 5,55	— 3,07	+ 3,83	— 4,32	— 1,11	+8,72
	3 метод 3 méthode	+ 1,63	+11,98	+ 0,70	+ 1,68	— 5,03	— 4,25	— 6,76	— 4,66	— 1,34	— 2,90	+ 1,81	—3,67
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	+ 0,81	+ 0,24	—	— 0,25	— 0,90	— 1,25	— 0,71	— 0,31	— 0,35	— 0,21	+ 0,10	—0,40
1928	$\frac{M_{0/1}}{N}$	— 4,93	— 5,15	— 2,75	+10 01	+ 6,11	+12,43	+ 0,83	—16,18	+ 1,03	— 6,11	+ 1,20	+13,50
	3 метод 3 méthode	— 1 97	+ 6,84	+ 0,21	+ 1,39	— 3,66	— 2,84	— 4,94	— 2,44	+ 1,40	— 0,81	+ 2,97	—3,95
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	+ 0,11	—	— 0,34	— 0,46	— 0,44	— 1,18	— 0,25	— 0,56	— 0,15	— 0 41	+ 0,37	—0,37
1929	$\frac{M_{0/1}}{N}$	—10,72	— 1,69	— 4,25	+ 5,47	— 0,74	+15,88	— 1,32	— 4,36	+ 5,72	— 2,24	+ 4,17	+4,76
	3 метод 3 méthode	— 2,41	+10,48	+ 0,31	— 1,60	— 3,68	— 3,58	— 6,42	— 3,89	+ 0,06	— 2,71	+ 0,58	—4,30
	$\frac{M_{0/1}}{\Sigma a' N}$	— 0,66	— 0,07	+ 0,08	— 0,34	— 0,18	— 0,68	— 0,22	— 0,14	+ 0,50	+ 0,08	+ 0,19	—

ПЕРСПЕКТИВНЫЕ ИСЧИСЛЕНИЯ НАРОДОНАСЕЛЕНИЯ УССР

Народонаселение УССР до 1960 г.

В круг занятий Демографического института Академии наук Украинской ССР не могли не войти вопросы перспективных исчислений будущего населения, которым во второй половине 20-х годов мы лично уделяли много внимания. В результате разработки этой проблемы в Институте были выполнены две работы. Первая из них, законченная в 1930 г., возникла по нашей инициативе, в известной связи с широким интересом к этой проблеме, который проявил Международный статистический институт, членом которого меня избрали в январе 1929 г. На 19-й сессии Института в Токио в 1930 г. были поставлены четыре доклада, посвященных перспективным исчислениям населения: К. Джини (Италия), А. Л. О. Йенсена (Дания), М. Птухи (СССР) и В. С. Томпсона (США).

В «Бюллетене Международного статистического института» (т. XXV, вып. 3, Гаага, 1931, стр. 59—88) текст нашего доклада «Население Украины до 1960 года» напечатан на французском языке. Русский и украинский тексты его издать не удалось. Работа в свое время была передана в плановые и статистические органы.

В основу исчислений будущего населения Украины до 1960 г. положены данные переписи 17 декабря 1926 г. и постоянная смертность по украинским таблицам смертности 1925—1926 гг. Числа новорожденных исчислены по возрастным коэффициентам общей плодовитости на Украине в 1929 г., принятым неменяющимися. Работа эта мыслилась в то время, как начало дальнейших исследований по проблеме перспективных исчислений. Вторым этапом предполагалось исчислить будущее население Украины на более короткий срок с возможно точным установлением вероятных контингентов будущих новорожденных и вероятных мер будущей смертности в отдельных возрастных периодах. Работа эта осуществлена была несколько позже, в 1931—1932 гг., по поручению Госплана УССР в связи с составлением плана второй пятилетки.

Архив бывшего Демографического института Академии наук УССР не сохранился, мы тоже не имеем полных материалов, относящихся к обеим работам. Сообщим краткие сведения о первой работе, имеющей главным образом теоретическое значение, и более подробные о второй, составленные на основании сохранившегося у нас текста неизданной в свое время статьи, которая была опубликована в 1957 г., а также ознакомим с изложением доклада на Всеукраинской конференции по вопросам изучения природных ресурсов и размещения производительных сил УССР во второй пятилетке 5—13 мая 1932 г. [135]. На наш взгляд, последняя работа имеет не только историческое значение в области статистики населения УССР. Она может иметь также и практическое значение как пример методологии детальных перспективных исчислений

[135] «Людність та її розміщення», изд. Госплана УССР, Харків, 1932, стр. 5—20.

народонаселения в условиях СССР, с учетом вероятных изменений величин рождаемости и повозрастных мер смертности.

Доклад начинается с общих замечаний по изложению точки зрения автора на перспективные исчисления и сведений о естественном движении населения на Украине. В § 2 охарактеризованы методы исчисления будущего населения Украины; в § 3 описан процесс установления чисел населения на 1 января 1927 г. на основании данных переписи 17 декабря 1926 г.; в § 4 приведены сведения о рождаемости и повозрастной смертности по последним наличным данным, а в § 5 охарактеризована динамика численности и состава населения по полу и укрупненным возрастным группам на 1 января 1927, 1930, 1940, 1950 и 1960 гг. К докладу приложены 8 таблиц: 1) Население Украины по переписи 17 декабря 1926 г. и на 1 января 1927 г., а также соответствующие вероятности дожить по одногодичным группам возраста; 2) Коэффициенты смертности для 1924—1928 гг. на 1000 душ среднего населения, а также проценты для мер 1925—1928 гг. по отношению к величинам 1924 г. Мужской пол; 3) То же для женского пола; 4) Таблицы смертности для Украины. 1926—1927. Мужской пол (до 5 лет по годам возраста, после — для пятилетних периодов); 5) То же для женского пола; 6) Население по полу и естественное движение, абсолютные числа, а также коэффициенты рождаемости, смертности и естественного прироста населения и количество женщин, приходящихся на 1000 мужчин на 1 января 1927 и последующих годов, до 1960 г. включительно; 7) Распределение будущего населения Украины по полу и пятилетним возрастным группам на 1 января 1927, 1930, 1940, 1950 и 1960 гг.; 8) Распределение мужчин и женщин на 1 января 1927, 1930, 1940, 1950, и 1960 гг. по пятилетним возрастным группам в процентах к населению.

Исчисление народонаселения УССР на вторую пятилетку

Предварительные замечания

Статистика изучает количественную сторону массовых явлений и процессов общественной жизни. Давно уже в некоторых областях в ее задачи включали также исчисления вероятных размеров будущего. Общие задачи планирования, регулирования и контроля в СССР предъявляют большие требования к исчислениям размеров будущего. На основании сведений о характере и направлении социалистического строительства и анализа числовых данных настоящего и прошлого статистика устанавливает численность и состав вероятного населения в будущем.

В СССР народонаселение имеет первостепенное значение. Оно является не только основной производительной силой страны, творцом социально-экономической жизни, но на него непосредственно направлено социалистическое строительство. Поэтому во всех отраслях пятилетнего перспективного плана развития УССР должны фигурировать те или иные числа населения. По состоянию первоисточников нельзя было произвести исчисления с желательной степенью детальности, поэтому в своих перспективных исчислениях мы должны были ограничиться установлением для каждого календарного года пятилетки распределения населения только по полу и одногодичным периодам возраста.

Исчисления будущего народонаселения получили распространение в связи с потребностью выяснить экономические и военные ресурсы государств. По общему правилу, эти исчисления были весьма элементарными. Они построены на гипотезе неизменности мер рождаемости и смертности и т. п. и только изредка вносили некоторые коррективы на вероятные изменения этих мер в будущем. В таком случае возникают особые трудности при определении вероятных чисел новорожденных.

В капиталистических странах, заинтересованных главным образом в определении контингентов рабочей силы и военных, не придают особого значения ранним детским возрастам. Совсем иначе обстоит дело в СССР, где забота об установлении количества детей вызывается потребностью обеспечения их яслями, садами и соответствующими училищами. В капиталистических странах после первой мировой войны и во время экономических кризисов имели место значительные колебания рождаемости. Однако и в этом случае можно более или менее точно установить общие тенденции динамики населения, хотя полученные при этом числа не могли претендовать на точность. Исчисления, основанные на гипотезе неизменности мер естественного движения населения, выявляют влияние постоянных причин колебания общих коэффициентов рождаемости, смертности и естественного прироста населения в будущем, т. е. тех колебаний, которые вызываются изменениями состава населения по полу и возрасту. С другой стороны, сравнение перспективных исчислений, основанных на гипотезе неизменности, и тех, которые в условиях близкого будущего считаются правдоподобными, дает важные и в научном отношении числовые характеристики.

Если предположить, что число новорожденных остается неизменным, а меняются меры смертности отдельных возрастных групп, получим исходные материалы для числовой характеристики влияния динамики смертности на численность и состав населения в будущем. Таким же образом изучают влияние изменений рождаемости при неизменной смертности. Сложнее обстоит дело для обычных условий, когда изменяются оба фактора, определяющие численность и состав населения.

Установление приблизительных величин при исключении из расчетов одного сложного фактора имеет бо́льшую степень вероятности, результаты же исчислений при меняющейся рождаемости и смертности менее надежны. Так, исчисление наличного населения по полу и возрасту для будущего времени более достоверно, чем всего населения, вместе с теми, кто еще не родился. Вообще же перспективные исчисления населения лучше всего делать раздельно по однолетним возрастным группам. Численность и состав будущего населения страны определяются: 1) тем, что было в начале изучаемого периода, и 2) последующими изменениями. Характер и размеры изменений зависят в первую очередь от общественной формации. Немаловажное значение в явлениях рождаемости и смертности имеет элемент стихийности. Учесть наперед влияние таких стихийных явлений, как война и т.п., невозможно.

Трудно преувеличить научное значение перспективных исчислений населения. Практические потребности СССР требуют в первую очередь установления научно обоснованных чисел будущего населения, его численности и состава. Для этого необходимо в первую очередь установить тенденции динамики рождаемости и смертности, их причины и вероятные изменения вследствие планомерной политики партии и правительства, а также того, что приходит в жизнь страны как результат социалистического строительства.

В СССР имели место попытки исчислить будущее население. С. Г. Струмилин сообщил сведения о вероятном составе населения СССР для 1920—1941 гг. по полу и возрасту (0—15, 16—49, 50—100 лет). В основу исчислений положены данные переписи 1920 г., нормальная рождаемость на 1000 душ брачного возраста (18—49 лет) и нормальная смертность для каждого периода возраста [136]. Б. Бабинин опубликовал три статьи по вопросу о будущем населении РСФСР, ме-

[136] С. Г. Струмилин, Наши трудовые ресурсы и перспективы. Проблемы экономики труда. Очерки и этюды, М., 1925, стр. 41—50.

тодология которых имеет немало спорных моментов [137]. В ЦСУ УССР занимались проблемой перспективных исчислений по республике. Нами в 1929 г. опубликована статья о населении УССР до 1960 г. с распределением по полу и однолетним возрастным группам. Расчеты основаны на данных переписи 1926 г. и гипотезе неизменности специальных мер смертности и плодовитости [138].

Наиболее сложные и обоснованные исчисления произведены в Институте демографии Академии наук УССР. В основу их положено детальное сравнительное изучение процессов рождаемости и смертности. Путем сравнения количественных характеристик этих процессов в селах, малых, средних и больших городах УССР установлены направления, в которых развивались процессы рождаемости и смертности в первые 10 лет Советской Украины. Выявлено общее направление развития этих процессов на ближайшие десятилетия, что полностью подтвердилось данными, опубликованными в сборнике ЦСУ СССР 1956 г. Сделана была попытка установить численность и состав населения УССР по полу и одногодичным возрастным группам во второй пятилетке.

При установлении вероятных мер снижения смертности в отдельных возрастных группах использованы достижения советской медицины, планы по развитию здравоохранения; для подтверждения возможности исчисленных мер привлечены данные об эволюции смертности в зарубежных странах. В методологическом отношении исчисления Института демографии представляют собой первый опыт в своем роде. Подобные углубленные перспективные исчисления необходимы в СССР.

Численность народонаселения в УССР на 1 января 1927 г.

Для получения численности населения на 1 января 1927 г. к данным переписи 17 декабря 1926 г. прибавлен естественный прирост за 15 дней, распределенный между возрастными группами пропорционально их величине. Возрастной состав населения показывает значительные колебания. Они особо заметны в старших группах, которые оканчиваются на 5 и на 0, что свидетельствует о неправильной регистрации возраста. Пришлось поэтому первичные данные выравнивать, что является очень трудной задачей. Особые затруднения представляют числа для детских возрастов. Числа новорожденных по УССР только с 1924 г. считают достаточно полными; для 1915—1923 гг. их нет или же они заведомо неполны. Это обстоятельство не дает возможности оценить степень правдоподобности чисел переписи у детей 3—12 лет.

Сравнение чисел переписи для детей первых трех возрастных групп и сведений о рождениях в 1924—1926 гг. без умерших 0—2 лет показывает расхождение на 11—12%. Высказано было мнение, что причина этого — дефекты переписи.

Мы считаем это утверждение неправильным. Перепись 1926 г. была организована в УССР хорошо, и пропуск 12%, или 250 тыс. детей, совершенно неправдоподобен. Пример пропусков детей в Италии во время переписи 1921 г. и в Англии во время цензов 1911 и 1921 гг. неубедителен. Это страны, где регистрация естественного движения давно

[137] Б. Бабинин, Население РСФСР в 1926—1941 гг., «Бюллетень Госплана РСФСР» № 23—24, 1926, стр. 20—33; Демографические предпосылки перспективного планирования, «Плановое хозяйство» № 8, 1928, стр. 315—332; Перспективная динамика контингентов детей возраста 8—11 лет по РСФСР, «Статистика и народное хозяйство», вып. II.

[138] Позднее наших работ, из которых вторая осталась ненапечатанной, опубликована была обстоятельная сводная статья С. А. Новосельского и В. В. Паевского, О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения, «Труды Демографического института Академии наук СССР», т. I, Л., 1934, стр. 7—38.

Таблица I. Сравнение чисел переписи 1926 г. для детей первых трех возрастных групп и сведений о рождениях в 1924—1926 гг. без умерших 0—2 лет. Украинская ССР
Table I. Comparaison des nombres du recensement de 1926 pour les enfants des trois premiers groupes d'âge et des données sur les naissances des années 1924—1926, les décès d'âge 0—2 exceptés. RSS d'Ukraine

		Возраст (в скобках год рождения) Age et années des naissances			
		0—1 (1926)	1—2 (1925)	2—3 (1924)	Всего 0—2 года Total 0—2 ans
а		1	2	3	4
Мужской пол	Sexe masculin				
Родилось	Naissances	623 206	618 298	601 575	1 843 079
Дожило до 1 января 1927 г.	Survivants au 1er janvier 1927	556 428	505 713	471 327	1 533 468
По переписи	Selon le recensement	490 272	442 526	413 130	1 345 928
Разница в процентах	Différence (%%)	—11,9	—12,5	—12,3	—12,2
Женский пол	Sexe féminin				
Родилось	Naissances	584 701	578 501	561 277	1 724 479
Дожило до 1 января 1927 г.	Survivants au 1er janvier 1927	533 042	488 785	455 429	1 477 256
По переписи	Selon le recensement	472 133	427 668	405 393	1 305 194
Разница в процентах	Différence (%%)	—11,4	—12,5	—11,0	—11,6

налажена, чего нельзя сказать о данных УССР в 1923—1926 гг. По нашему мнению, причина расхождений — несовершенная регистрация рождений и особенно умерших малых детей. Поэтому мы за основу дальнейших исчислений взяли числа переписи.

Числа детей первых четырех лет требуют выравнивания, так как в группе 3—4 года их насчитали непропорционально много. Поэтому сумму переписанных детей 0—4 лет мы распределили между группами 0—1, 1—2, 2—3 и 3—4 года на основании чисел новорожденных, причем, учитывая пропуски регистрации рождений 1923 г., увеличили их на 10%.

Эволюция рождаемости в УССР до начала второй пятилетки

Устанавливать будущие контингенты новорожденных можно на основании двух общих методов: 1) исчисления плодовитости женщин и 2) непосредственного установления чисел новорожденных. Первый метод, особенно в своем дифференцированном виде, имеет теоретические преимущества. Разделив всю группу женщин в детородных возрастах по одногодичным или пятилетним группам и исчислив для каждой из них меры, получим материал для глубоких научных выводов. Это разделение следовало бы увязать с распределением женщин по разным социальным группам. Однако таких данных для возможных матерей пока еще нет, нельзя поэтому вычислить меры интенсивности плодовитости, а потому невозможно ближе установить некоторые причины уменьшения рождаемости в УССР.

Мы считаем, что в конце первой пятилетки изучение дифференциальной плодовитости имело только вспомогательное значение для непосредственного установления вероятных чисел новорожденных на близкое будущее.

Максимальное число новорожденных в УССР было в 1926 г., после чего оно все время падало:

1923 г.	1924 г.	1925 г.	1926 г.	1927 г.
929 451	1 162 852	1 196 799	1 207 907	1 184 366

1928 г.	1929 г.	1930 г.	1931 г.
1 139 268	1 080 969	1 022 952	971 114

Это обстоятельство свидетельствует, что уменьшение контингентов новорожденных в УССР не случайное явление. Основная причина этого процесса — быстрый рост культуры в нашей стране. Наши села и небольшие города давали столько детей, сколько было возможно с точки зрения главным образом биологических факторов. Очень показательны числа абортов, зарегистрированных во время перелома в процессе рождаемости, которые приводят С. А. Томилин и М. Шрейдер для 1926/27 хозяйственного года. Всего было зарегистрировано 245 088 абортов, сведения о которых в сочетании с коэффициентами рождаемости в разных видах населенных пунктов дают очень интересную картину. На 1000 душ населения приходится:

	Большие города	Другие окружные центры	Прочие местности [139]
Родилось	22,0	27,5	42,7
Абортов	19,1	19,8	7,1

Сложив коэффициенты рождаемости и абортов, получим величины, которые мало различаются между собой, если учесть то обстоятельство, что незарегистрированных абортов следует скорее ожидать в больших городах. За женщиной больших и средних городов следует женщина меньших населенных пунктов и, наконец, крестьянка; они все больше и больше рассматривают факт рождения как нечто зависящее от нашего желания. Некоторые границы для превращения рождений из биологического явления в чисто социальное, целиком зависящее от нашей индивидуальной воли, возникали до второй пятилетки из-за недостаточной сети лечебных учреждений.

Общие коэффициенты — несовершенное мерило демографических явлений. Они, однако, дают правильную характеристику тенденций, которые намечаются среди явлений какого-либо одного коллектива.

Коэффициент рождаемости в 1930 г. упал по сравнению с мерой для 1926 г. во всех городах УССР на 27,8%, а в селах — на 20,3%. Мы думаем, что эту сравнительно небольшую разницу между городом и селом следует объяснить скорее ограниченными возможностями крестьянок. Это положение общим образом подтверждается тем фактом, что падение рождаемости во всех видах населенных пунктов прямо пропорционально их величине, в то время как крупные города лучше обеспечены лечебными учреждениями.

В табл. II показана рождаемость на 1000 жителей среднего населения в УССР.

Охарактеризуем несколько подробнее процессы, которые имели место в рождаемости УССР за те годы, для которых есть данные.

Меры плодовитости женщин каждой возрастной группы мы вычисляли на середину календарного года, для чего брали средние числа женщин 15—19, 20—24, ..., 50—54 лет на 1 января 1925 и 1926 гг., 1926 и 1927 гг. и т. д. Максимальная плодовитость была в 1925 г., поэтому мы и приняли ее за начало при изучении динамики рождаемости. К тому же с 1925 г. началась публикация подробных статистических данных по естественному движению населения, что дает возможность произвести детальные исчисления. Приведенная таблица выявляет вполне определенную тенденцию эволюции рождаемости за 5 лет. Падение коэффициента плодовитости для всех женщин достигло в 1929 г. 19,5%. Бросается в глаза, что женщины 15—19 лет не выявили тенденции к

[139] С. Томілін і М. Шрейдер, Аборти на Україні. Основні покажчики поширення та методика вивчення аборту, Харків, 1930 (изд. ЦСУ Украины), стр. 3.

Таблица II. Рождаемость в Украинской ССР в 1926—1930 гг. (на 1000 жителей населения).

Table II. Natalité dans la RSS d'Ukraine en 1926—1930 (pour 1000 de la population)

Годы Années	УССР RSS d'Ukraine	4 больших города Les 4 grandes villes	12 других городов с населением свыше 50 т. ж. Les 12 autres villes de plus de 50 m. h.	28 городов с населением от 20 до 50 т. ж. Les 28 villes de 20 à 50 m. h.	7 окружных центров с населением до 20 т. ж. Les 7 chefs-lieux d'arrondissements 20 m. h.	Всего по 51 городу Total pour 51 villes	Все городское население Toute la population urbaine	Все сельское население Toute la population rurale
а	1	2	3	4	5	6	7	8
1926	42,1	24,9	31,7	32,5	32,4	28,8	31,7	44,4
1927	40,2	22,0	28,6	30,4	29,6	26,1	29,6	42,6
1928	37,8	18,8	24,9	27,7	27,1	22,9	26,4	40,5
1929	35,2	17,8	23,8	26,4	26,7	21,8	24,7	37,9
1930	32,8	16,8	20,9	24,6	25,0	21,1	22,9	35,4
1930 г. в процентах к 1926 г. Pourcentage p. rapp. à 1926	77,9	67,6	65,9	75,7	77,2	69,8	72,2	79,7

Таблица III. Коэффициенты плодовитости женщин в Украинской ССР. 1925—1929 гг.

Table III. Taux de fertilité des femmes dans la RSS d'Ukraine. 1925—1929

Возраст Age	Годы Années					В процентах к числу 1925 г. Pourcentage par rapp. à 1925				
	1925	1926	1927	1928	1929	1925	1926	1927	1928	1929
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
15—19	0,03725	0,03698	0,03956	0,03832	0,03763	100	99,3	106,2	102,9	101,0
20—24	0,24791	0,23799	0,23773	0,22552	0,21038	100	96,0	95,9	91,0	84,9
25—29	0,29549	0,28901	0,26570	0,24543	0,22102	100	97,8	89,9	83,1	74,8
30—34	0,20408	0,20653	0,19020	0,17657	0,15936	100	101,2	93,2	86,5	78,1
35—39	0,18269	0,18089	0,16502	0,15185	0,13998	100	99,0	90,3	83,1	76,6
40—44	0,08452	0,08103	0,07411	0,06590	0,06205	100	95,9	87,7	78,8	73,4
45—49	0,02501	0,02117	0,01932	0,01747	0,01753	100	84,6	77,2	69,9	70,1
50—54	0,00260	0,00200	0,00161	0,00171	0,00266	100	76,9	61,9	65,8	102,3
15—54	0,15256	0,14970	0,14252	0,13321	0,12291	100	98,1	93,4	87,3	80,6

уменьшению рождаемости. Наоборот, в этой возрастной группе у возможных матерей, которые имеют первого ребенка, в 1927, 1928 и 1929 гг. детей рождалось несколько больше, чем в 1925 г. Хотя разница и невелика, но она показательна, так как у женщин других возрастных групп имеет место падение меры рождаемости.

Максимальная плодовитость наблюдалась у женщин 25—29 лет. В 1925 г. разница между мерами у женщин 20—24 и 25—29 лет составляла 19,1%. Она довольно быстро уменьшалась, так как тенденция к падению рождаемости во второй группе выражена значительнее, чем у младшей. За 5 лет коэффициент плодовитости женщин 20—24 лет упал только на 15,1%, а в старшей группе — на 25,2%. Это свидетельствует, что младшие возрасты (очевидно, в связи с большей долей в них первого ребенка) проявляют бо́льшую склонность к материнству.

Вследствие каких-то особых причин задержался темп падения рождаемости у женщин 30—34 лет. Наибольшие изменения наблюдались у женщин старше 35 лет, у которых ограничение деторождения относится не к первому ребенку.

К тому же выводу приходим при анализе абортов. Числа их неполны, так как, несомненно, имелись случаи незарегистрированных абортов. Все же их можно считать репрезентативными для возраста женщин,

Таблица IV. Число абортов в Украинской ССР на 1000 родившихся живыми
Table IV. Nombres d'avortements dans la RSS d'Ukraine pour 1000 nés vivants

Категории населенных мест Catégories des lieux habités	До 18 лет Moins de 18 ans	18—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45 и старше et plus	Всего Total
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Харьков, Киев, Одесса, Днепропетровск Kharkov, Kiev, Odessa, Dniepropétrovsk	55,8	26,8	76,6	91,1	92,9	98,5	112,2	116,4	83,6
Другие окружные центры Autres chefs-lieux d'arrondissements	40,9	42,3	64,2	77,3	79,4	91,9	103,1	59,3	72,0
Прочие населенные пункты Autres localités habitées	25,0	11,9	11,8	16,1	20,5	22,2	26,5	28,3	16,7
УССР RSS d'Ukraine	27,8	14,7	16,2	20,8	24,3	25,6	29,1	29,1	20,7

Таблица V. Состав новорожденных в Украинской ССР по возрасту матери в 1925—1929 гг.
Table V. Répartition des naissances dans la RSS d'Ukraine selon l'âge des mères. 1925—1929

Возраст Age	Годы Années				
	1925	1926	1927	1928	1929
а	1	2	3	4	5
15—19	5,3	5,4	6,0	6,2	6,6
20—24	30,2	29,5	30,8	31,4	31,6
25—29	29,8	29,9	29,0	28,7	28,0
30—34	16,6	17,2	16,8	16,8	16,6
35—39	12,1	12,3	11,9	11,7	11,8
40—44	4,7	4,6	4,2	4,2	4,3
45—49	1,2	1,0	1,0	0,9	1,0
50—54	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Всего Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Средний возраст матери Age moyen des mères	28,56	28,59	28,34	28,25	28,19

Таблица VI. Новорожденные в Украинской ССР по социальному положению отца. 1925—1929 гг.
Table VI. Naissances dans la RSS d'Ukraine selon le groupe social du père. 1925—1929

Социальное положение отца Groupe social du père	Годы Années									
	1925		1926		1927		1928		1929	
	В процентах к детям рабочих % par rapp. aux enfants d'ouvriers	В процентах к общему числу новорожденных % par rapp. à toutes les naissances	В процентах к детям рабочих % par rapp. aux enfants d'ouvriers	В процентах к общему числу новорожденных % par rapp. à tou'es les naissances	В процентах к детям рабочих % par rapp. aux enfants d'ouvriers	В процентах к общему числу новорожденных % par rapp. à toutes les naissances	В процентах к детям рабочих % par rapp. aux enfants d'ouvriers	В процентах к общему числу новорожденных % par rapp. à toutes les naissances	В процентах к детям рабочих % par rapp. aux enfants d'ouvriers	В процентах к общему числу новорожденных % par rapp. à toutes les naissances
а	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Рабочие Ouvriers	100,0	9 76	100,0	9,75	100,0	9,35	100,0	9,48	100,0	10,04
Служащие Employés	43,6	4,17	41,8	4,07	44,8	4,22	40,9	3,87	40,8	4,10
Хозяева: Patrons:										
в сельском хозяйстве dans l'agriculture	802,5	78,30	837,6	81,69	870 9	81,40	865 1	82,01	813,3	81,64
торговцы и кустари commerçants et artisans	31,0	3,03	32,2	3.14	36,1	3,40	30.3	2 87	26,0	2,60
Прочие Autres	48 7	4,74	13,8	1 35	17,3	1 63	18,6	1,77	16,1	1,62

сделавших аборт. Наблюдается явная тенденция к применению аборта вместе с увеличением возраста возможных матерей. Приведем таблицу из работы С. Томилина и М. Шрейдера.

В результате установленных выше особенностей в динамике плодовитости в связи с возрастом получилось, что дети с течением времени стали рождаться у матерей младших возрастных групп. В 1929 г. 38,2% детей рождались у матерей 15—24 лет, а в 1925 г. их было 35,5%.

Попытаемся в самых общих чертах установить, среди каких социальных категорий наблюдалось наибольшее падение рождаемости в УССР. Статистика дает распределение новорожденных по социальному положению отца.

В табл. VI рождаемость охарактеризована в социальном разрезе в двух отношениях. Нами приведено процентное распределение родившихся у рабочих, служащих, хозяев в сельском хозяйстве, торговцев и кустарей, прочих, считая за 100% общее количество новорожденных. С другой стороны, исчислен процент детей по отношению к группе рабочих-отцов.

Приведенные числа не дают точной количественной характеристики динамики рождаемости в социальном разрезе, так как в это время наблюдалась социальная перегруппировка, бурный рост рабочего класса. Поэтому числа для рабочих-отцов, которые в 1925—1928 гг. были почти одинаковыми, а в 1929 г. немного выше, в сущности свидетельствуют, что рождаемость в рабочем классе падала. Нужно, однако, учитывать тот факт, что приток новых рабочих происходил главным образом за счет холостой молодежи. Точные меры процесса динамики рождаемости в социальном разрезе дать нельзя, для этого надо иметь семейную статистику в социальном разрезе.

Таблица VII. Вероятные числа женщин 20—29 лет в УССР

Table VII. Nombres probables des femmes de 20—29 ans dans la RSS d'Ukraine

Годы Années	Число женщин Nombres des femmes	В процентах к 1930 г. Pourcentage
1930	3 043 438	100,00
1931	3 126 500	102,73
1932	3 210 246	105,48
1933	3 294 144	108,24
1934	3 377 484	110,98
1935	3 463 866	113,81
1936	3 443 945	113,16
1937	3 373 097	110,83
1938	3 245 480	106,64

Выясним еще один фактор возможного увеличения контингентов новорожденных в УССР — рост числа молодых женщин 20—29 лет с максимальной мерой плодовитости. Из приведенной таблицы видно, что абсолютное число женщин этих возрастных групп к началу новой пятилетки возрастет по сравнению с 1930 г. на 8,24%. Оно достигнет своего максимума к 1 января 1935 г. (113,81%), затем последует некоторый спад, так как в группу 20—24 лет начинают входить ослаблен-

ные контингенты новорожденных во время империалистической войны. Этот факт не имеет большого значения, так как только к 1 января 1938 г. количество женщин 20—29 лет уменьшится и притом всего на 1,5%.

Смертность в УССР до начала второй пятилетки

Смертность на Украине изучена значительно лучше, чем другие отрасли демографии. Это объясняется главным образом тем, что Институт демографии проводил глубокое дифференциальное ее изучение путем построения многочисленных суммарных таблиц смертности. Это обстоятельство сделало возможным при помощи научного метода, а не эмпирических способов, изучить смертность в тех разрезах, которые допускают первоисточники. К сожалению, несогласованность группировок переписи 1926 г. и материалов естественного движения населения не дает возможности построить суммарные таблицы смертности в социальном разрезе.

Дальнейшего текста работы не приводим, так как вопрос о смертности в УССР до начала второй пятилетки изложен выше, в специальном подразделе «Эволюция смертности на Украине до начала второй пятилетки».

Население УССР во второй пятилетке

На основании приведенных материалов установлены своеобразности протекания смертности в УССР по полу и возрасту. У мальчиков 0—2 года УССР занимает среднее место среди других стран, после, до 25 лет, она принадлежит к странам значительной смертности, в группе рабочих возрастов УССР переходит к странам средней жизнеспособности, а в группе старческих возрастов — к тем, смертность которых минимальна. Из этого вытекают важные практические выводы относительно возрастных периодов, куда следует направить главные усилия по борьбе с заболеваемостью и смертностью, где можно ожидать значительного уменьшения смертности в нашей республике.

В первой пятилетке, стремясь максимально точно исчислить будущие меры смертности в УССР, мы консультировались с ведущими представителями медицинских наук относительно вероятного уменьшения заболеваемости и летальности во второй пятилетке. Соображения и указания академиков А. А. Богомольца и Н. Д. Стражеско, профессора А. М. Зюкова и других, а также перспективные планы органов здравоохранения учтены нами при установлении вероятных мер смертности будущего населения УССР.

Мы пришли к таким выводам о вероятном уменьшении смертности в последнем году второй пятилетки:

1. В 1937 г. смертность на первом году жизни у мальчиков снизится до 10%, а у девочек — до 8%, т. е. из 100 новорожденных умрет 8—10 детей.

2. Во всех возрастных группах смертность от некоторых острозаразных заболеваний (оспа, тиф сыпной и возвратный) выпадает; смертность от желудочных заболеваний VI класса уменьшится на 75%; смертность от причин XIV класса (самоубийство, убийство, детоубийство, несчастные случаи) уменьшится на 50%.

3. Смертность детей 1—4, 5—9 лет от кори, скарлатины, коклюша, крупа и инфекционных болезней уменьшится на 75%.

4. В результате социалистического строительства смертность от всех прочих заболеваний у людей 1—49 лет уменьшится на 25%, для группы 50—54 лет — на 20%, 55—59 лет — на 15%, 60—64 лет — на 10%, 65—69 лет — на 5%.

5. Некоторое время количество новорожденных в УССР будет уменьшаться. Высокий естественный прирост населения республики будет происходить за счет снижения смертности.

После сравнения полученных вероятных мер интенсивности смертности в отдельных возрастных группах меры эти были несколько выравнены.

На основании полученных перспективных мер интенсивности смертности для мужчин и женщин исчислены суммарные гипотетические таблицы смертности для 1937 г. Средняя продолжительность жизни по этим таблицам достигнет у новорожденного мальчика 56,76 года, а у девочки — 59,79 года, т. е. она увеличится по сравнению с 1926—1927 гг. более чем на 11 лет (45,42 и 48,83 года).

Меры смертности для промежуточных годов второй пятилетки интерполированы исходя из гипотезы нарастающих темпов уменьшения смертности. Для получения ряда чисел, необходимых для более точного установления сравнительных величин, исчислены были перспективные числа населения УССР и его состава по полу и однолетним возрастным группам при условии неизменности мер смертности.

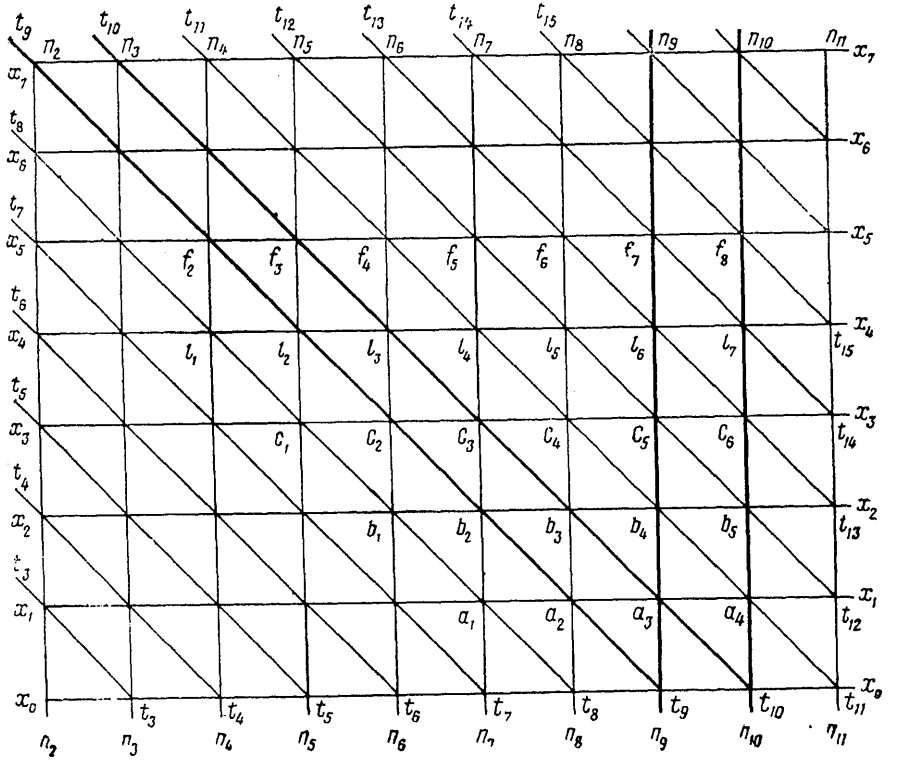
Таблица VIII. Предполагаемое уменьшение смертности отдельных возрастных групп на 1937 г. по сравнению с 1926—1927 гг. (в процентах)

Table VIII. Diminution présumée de la mortalité par groupes d'âge en 1937 comparée à celle des années 1926—1927 (%)

Возраст Age	Мужчины Hommes	Женщины Femmes	Возраст Age	Мужчины Hommes	Женщины Femmes
0—1	45,5	47,5	45—49	29,5	28,0
1—4	67,0	70,0	50—54	25,0	23,0
5—9	48,0	50,5	55—59	20,0	18,0
10—14	33,5	33,0	60—64	15,0	12,0
15—19	38,0	36,5	65—69	8,0	7,0
20—24	36,0	32,5	70—74	5,0	3,0
25—29	34,0	30,5	75—79	2,0	2,0
30—34	32,5	29,0	80—84	1,0	1,0
35—39	31,5	29,0	85—89	1,0	0,0
40—44	30,5	28,0	90—94	0,5	0,5

На таких общих основаниях, после продолжительной работы, в процессе которой приходилось разрабатывать статистические методы перспективных исчислений населения, выведена была для начала и середины каждого года второй пятилетки численность мужчин и женщин по годам возраста.

ДЕМОГРАФИЧЕСКАЯ СЕТКА



СПИСОК

печатных работ члена-корреспондента Академии наук СССР, академика Академии наук УССР М. В. Птухи, имеющих отношение к демографической статистике

I. Отдельные издания

1. Очерки по теории статистики населения и моральной (диссертация на степень магистра политической экономии и статистики). «Записки Юридического факультета императорского Петроградского университета». Птг., 1916, X, 381 стр.
2. Индексы брачности. Этюд по теории статистики населения (работа опубликована в «Бюллетене Киевского Губстатбюро» № 2 за 1922 г. и отдельно). Киев, 1922, 44 стр.
3. Население Киевской губернии (работа опубликована в «Бюллетене Киевского Губстатбюро» № 4—5 за 1925 г. и отдельно). Киев, 1925, 144 стр.
4. Статистическая наука на Западе. Библиографические заметки о книгах по статистике, вышедших за границей за десятилетие 1914—1923 гг. Издание Центрального статистического управления Украины. Харьков, 1925, VIII, 209 стр.
5. Смертність у Росії і на Україні. Издание Центрального статистического управления Украины. Киев, 1928, 195 стр.
6. Смертность 11 народностей Европейской России в конце XIX века. Издание Центрального статистического управления Украины. Киев, 1927, 57 стр.
7. Очерки по истории статистики XVII—XVIII веков. М., 1945, 352 стр.
8. Дмитрий Петрович Журавский. Жизнь. Труды. Статистическая деятельность. М., 1951, 123 стр.
9. Очерки по истории статистики в СССР. Т. I. Статистическая мысль в России (до конца XVIII в.). Издание Академии наук СССР. М., 1955, 471 стр.
10. Очерки по истории статистики в СССР. Т. II. I. Статистика в Академии наук, ученых обществах и учебных заведениях. 1801—1863. II. Университетская статистика (государствоведение) в России. 1801—1845. Издание Академии наук СССР. М., 1959, 476 стр.

II. Печатные статьи, доклады, отчеты и т. п.

11. Таблиці смертності для України 1896—1897. «Наукові записки. Орган Київських науково-дослідних катедр». Київ, 1923, ст. 110—127.
12. Таблиці смертності для України 1896—1897. «Записки Соціально-Економічного Відділу Всеукраїнської Академії наук». Т. I. Київ, 1923, ст. 17—62.
13. П'ять років існування Соціально-Економічного Відділу Української Академії наук. Додаток до т. I «Записок Соціально-Економічного Відділу» і в «Звідомленні Всеукраїнської Академії наук у Київі за 1923 рік». Київ, 1924, 28 ст.
14. Sterblichkeit in Russland, «Metron. Rivista Internazionale di Statistica», vol. III. Roma, 1924, стр. 469—520.
15. Третій Соціально-Економічний Відділ. «Звідомлення Української Академії наук у Київі за 1924 рік». Київ, 1925, ст. 52—64.
16. История первой таблицы брачности. «Вестник статистики». Книга XXI. М., 1925, стр. 27—56.
17. Міжнародний статистичний конгрес у Римі 1925 року. «Радянський статистик» № 42. Харків, 1925.
18. Соціально-Економічний Відділ Української Академії наук у році 1925. «Записки Соціально-Економічного Відділу». Т. II — III. Київ, 1926, ст. V—XXVI.
19. Международный статистический институт и его XVI сессия. «Вестник статистики». Книга XXIV. М., 1926, стр. 155—192.

20. Соціально-Економічний Відділ Української Академії наук у році 1926. «Записки Соціально-Економічного Відділу». Т. V—VI. Київ, 1927, ст. III—XXXI.
21. Третій (Соціально-Економічний) Відділ. «Звідомлення Всеукраїнської Академії наук у Київі за 1927 рік». Київ, 1928, ст. 64—98.
22. Короткий огляд діяльності третього Соціально-Економічного Відділу Всеукраїнської Академії наук, рік 2, № 1. Київ, 1929, ст. 7—12.
23. Звідомлення третього Соціально-Економічного Відділу Всеукраїнської Академії наук за 1928 рік. «Вісті Всеукраїнської Академії наук» № 3—4, 1929, ст. 25—34.
24. Демографічний інститут. «Вісті Всеукраїнської Академії наук» № 1, 1930 ст. 33—38.
25. Передне слово. I. Статистика причин смерти в Росії й на Україні. II. Загальні уваги про смертність у м. Київі 1918—1927 рр. «Матеріяли щодо смертности на Україні. Померли в місті Київі за причинами смерті, статтю та віком 1918—1927 рр.». «Праці Демографічного інституту». Т. VIII. Київ, 1930, ст. 1—39.
26. Avant — propos. I. Les statistiques des causes de décès en Russie et en Ukraine. II. Notes générales sur la mortalité de la ville de Kiev en 1918—1927. Ibid., p. 1—39 (le texte parallèle).
27. La population de l'Ukraine jusqu'en 1960. «Bulletin de l'Institut International de Statistique», t. XXV, 3ème livraison. La Haye, 1931, p. 59—88.
28. Людність України за другої п'ятирічки. «Людність та її розміщення. Всеукраїнська конференція в справі розміщення продукційних сил УРСР у 2-й п'ятирічці». Державна Планова комісія УРСР. Харків, 1932, ст. 5—20.
29. Народонаселення та баланс робочої сили на другу п'ятирічку. Доповідь Раді Всеукраїнської Академії наук 29 березня 1932 р. «Вісті Всеукраїнської Академії наук», рік 5, № 2 (березень — квітень). Київ, 1932, ст. 44—53.
30. Еволюція смертности на Україні до початку першої п'ятилітки. «Журнал Медичного циклу Всеукраїнської Академії наук». Т. II, вип. 4—7. Київ, 1933, ст. 733—757.
31. Méthodes pour calculer les taux de mortalité infantile selon les mois de l'année. «Revue de l'Institut International de Statistique». La Haye, 1934, No. 2, p. 178—189.
32. Показатели смертности грудных детей по месяцам года. «Проблемы учета и статистики». Т. II, вып. I. М., 1936, стр. 94—118. Совместно с М. Н. Трацевским. М. В. Птуха написал теоретическую часть, М. Н. Трацевский — прикладную.
33. Предисловие к книге П. И. Пустохода и В. К. Воблого «Переписи населения». М., 1936, стр. 3—6.
34. John Grount, fondateur de la démographie (1620—1674). «Congrès International de la Population. Paris. 1937», t. II. Paris, 1938, p. 61—74.
35. Antoine Deparcieux, le premier grand démographe français (1703—1768). Ibid., p. 79—91.
36. М. В. Ломоносов як статистик і економіст. «Ювілейний збірник Академії наук УРСР». Т. I. Куйбышев, 1944, ст. 54—89.
37. Відділ Суспільних наук на грудневій сесії Академії наук УРСР. «Вісті Академії наук УРСР», 1 (119). Київ, 1946, ст. 20—29.
38. М. В. Ломоносов как экономист и статистик. «М. В. Ломоносов. Сборник статей и материалов». II. Под ред. А. И. Андреева и Л. В. Модзалевского (Труды Комиссии по истории Академии наук СССР под общей редакцией академика С. И. Вавилова). Издание Академии наук СССР. Л., 1948, стр. 144—215.
39. Д. П. Журавский как статистик. «Вестник статистики» № 2. М., 1949, стр. 37—50.
40. Статистика в России в начале XIX века. «Очерки по истории статистики СССР (сборник статей)». Институт экономики Академии наук СССР. М., 1955, стр. 95—120.
41. К вопросу о сплошном учете заболеваний в системе Министерства здравоохранения СССР. «Советское здравоохранение» № 5. М., 1955, стр. 27—32 (совместно с профессором С. С. Каганом).
42. Основы исчисления населения УССР на вторую пятилетку. «Вопросы экономики, планирования и статистики». Сборник статей в ознаменование 80-летия академика С. Г. Струмилина. Издание Академии наук СССР. М., 1957, стр. 430—444.
43. Методы проведения переписей населения в СССР. «Доклады советских ученых на XXX сессии Международного статистического института». Издание Академии наук СССР. М., 1957, стр. 40—47.
44. Population Census Methods in the U.S.S.R. «Reports made by the Soviet Scientists to the 30th Session of the International Statistical Institute». Issued by the Academy of Sciences of the U.S.S.R. Moscow, 1957, p. 50—60.

45. XXX сессия Международного статистического института. «Вестник статистики» № 1, 1958, стр. 56—62. Совместно с В. С. Немчиновым и Т. В. Рябушкиным.
46. Методологические особенности переписи населения СССР 1959 года. «Доклады советских ученых на XXXI сессии Международного статистического института». Издание Академии наук СССР. М., 1958, стр. 47—53.
47. Methodological Features of the 1959 Population Census in the U.S.S.R. «Reports made by Soviet Scientists to the 31th Session of the International Statistical Institute», part I. Moscow, 1958, p. 56—66.
48. Выступление на научном совещании по вопросам статистики, организованном Академией наук СССР, ЦСУ СССР и Министерством высшего образования СССР 16—26 марта 1954 г., кратко охарактеризовано в № 5 «Вестника статистики» за 1955 г. на стр. 43—44. Тот же текст напечатан в № 12 «Вопросов экономики» за 1954 г. на стр. 73 и след.
49. Выступления по основным вопросам проекта переписи населения СССР в 1959 г. на совещании, созванном ЦСУ СССР в 1957 г. по решению правительства, в некоторой мере охарактеризованы в публикации ЦСУ «Всесоюзное совещание статистиков 4—8 июня 1957 г.». М., 1958, стр. 152—153 и 174.
50. То же. «Всесоюзное совещание статистиков 4—8 июня 1957 г. Стенографический отчет». Государственное статистическое издательство. М., 1959, стр. 230—234 (выступление), стр. 377—398 (заседания 4-й секции по программе разработки материалов переписи, работавшей под председательством М. В. Птухи).

III. Список книг, сборников статей и материалов, вышедших под редакцией М. В. Птухи

1. Матеріяли щодо природнього руху населення України 1867—1914 рр. «Праці Демографічного інституту Академії наук УРСР». Видання Центрального статистичного управління України. Т. I. Київ — Харків, 1924, XIII, 95, 3 ст. в 4°.
2. Матеріяли санітарної статистики України 1876—1914 рр. «Праці Демографічного інституту». Т. III. Видання Центрального статистичного управління УРСР. Київ — Харків, 1926, XXII, 121 ст. в 4°.
3. Демографічний збірник. «Праці Демографічного інституту». Т. IV. Видання Академії наук УРСР. Київ, 1926, IV, 200 2 ст. в 8°.
4. Демографічний збірник. «Праці Демографічного інституту». Т. VII. Видання Академії наук УРСР. Київ, 1930, VI, 324 ст. в 8°.
5. Матеріяли щодо смертности на Україні. Померли в м. Київі за причинами смерти, статтю та віком 1918—1927 рр. «Праці Демографічного інституту». Т. VIII. Видання Академії наук УРСР. Київ, 1930, 50, 123 ст. в 4°.
6. В. Ф. Резніков. Демографія на Україні за 1914—1928 рр. (Бібліографічний покажчик). Частина перша. Книжки. «Праці Демографічного інституту». Т. IX. Видання Академії наук УРСР. Київ, 1930, VI, 274 ст. в 8°.
7. Перепис населення (історія і сучасна організація переписів в СРСР і в капіталістичних країнах). «Праці Демографічного інституту». Т. X. Київ, 1936, 194, 14 ст. в 8°.
8. П. И. Пустоход, В. К. Воблый. Переписи населения. Соцэкономгиз. М., 1936, стр. 208.
9. В. Резніков. Демографічні переписи (теорія, методологія, організація). Покажчик літератури. «Праці Демографічного інституту». Т. XI. Видання Академії наук УРСР. Київ, 1937, 71 ст. в 8°.
10. Очерки по истории статистики СССР (сборник статей). Институт экономики Академии наук СССР. М., 1955, стр. 240. Редактировал совместно с И. Ю. Писаревым и В. С. Новиковым.

СОДЕРЖАНИЕ

От автора 3

Раздел первый. **К вопросу о теории статистики** 7

Глава I. Общая характеристика статистической мысли в СССР 9
Статистическая мысль в России до Октябрьской революции. Общая характеристика статистической мысли в СССР до 1954 г.

Глава II. Предмет, метод и научные задачи статистики. 15
Условия для плодотворной постановки основных проблем статистики. Вопрос о предмете статистики. Вопрос о сущности статистического метода. Научная задача статистики. Статистика и другие виды знания. Вопрос о статистике как универсальной методологической науке. Наше определение статистической науки. Труды Всесоюзного научного совещания по статистике в 1954 г.

Раздел второй. **Общие вопросы демографии — статистики населения** . . 33

Глава I. Предмет и содержание демографии. Группировки в демографической статистике 35
Предварительные замечания. Понятие причин в естественных и общественных науках. Виды массовых общественных явлений. Сущность естественнонаучного метода. Сущность статистического метода. Предмет статистики. Деление эмпирических наук. Особенности демографии как отрасли статистики. Группировки в демографической статистике.

Глава II. Общая схема изучения демографических явлений и процессов. Основные методы ее заполнения

1. Общая схема изучения демографических явлений и процессов . . . 64
Предварительные замечания. Средний или абстрактный человек как цель изучения (А. Кетле, В. Лексис). Недостаточность понятия среднего человека. Демографическая биография среднего человека. Общая схема изучения отдельных массовых явлений.
2. Основные методы заполнения общей схемы изучения демографических явлений 78
Методы индивидуального и массового наблюдения. Методы поколения реального и фиктивного. Научное значение метода реального поколения. Критика метода фиктивного поколения. Значение гражданского года наблюдения. Р. Бёк. Общее заключение о методах реального и фиктивного поколения.

Глава III. Меры интенсивности демографических явлений и продолжительности разных состояний 94
Предварительные замечания.

1. Общие понятия. Приближенные значения мер интенсивности демографических явлений 95
Общие замечания о мерах интенсивности. «Сила смертности». Пример В. М. Мэйкхема. Коэффициент смертности. Независимая вероятность. Меры интенсивности при нескольких изменениях состояния. Сила. Вероятность. Коэффициент. Независимая вероятность. Меры интенсивности при гипотезе пропорциональности изменения состояния и времени наблюдения. Исчисление величин при двух изменениях состояния. Зависимые вероятности при двух изменениях состояния. Взаимоотношения мер интенсивности при гипотезе пропорциональности. Зависимые и независимые вероятности при двух изменениях состояния. Коэффициенты и зависимые вероятности. Коэффи-

циенты и независимые вероятности. Меры интенсивности при трех и более изменениях состояния.
2. Точные меры интенсивности демографических явлений (приложение к «Очерку» IV) 123
Глава IV. Величины и меры, применяющиеся в демографической статистике 132
1. Образование совокупностей на основании материалов массового наблюдения 132
Графические изображения в демографии. Демографическая сетка. Совокупности живых. Главные и элементарные совокупности случаев изменения состояния. Взаимоотношения между совокупностями живых и случаями изменения состояния.
2. Величины и меры, применяющиеся в общей схеме изучения демографических явлений 140
Колонны таблицы смертности. Колонны схемы при нескольких изменениях первоначального состояния. Гипотеза стационарности.
3. Научное значение других мер, применяемых в демографической статистике 159
Общие коэффициенты. Специальные коэффициенты. Меры продолжительности состояний, исчисленные не на основании правильно заполненной общей схемы. Метод стандартного населения.

Раздел третий. **Смертность в России и на Украине. Перспективные исчисления народонаселения** 173

Часть I. **Смертность в России и на Украине (1928)** 175

Глава I. Смертность в Европейской России и на Украине в конце XIX в. 175
Предварительные замечания. Дореволюционные статистические материалы о смертности. Изучение смертности в России. Вычисление новых таблиц смертности для Европейской России и Украины. Общие замечания относительно статистики детской смертности в разных странах. Интенсивность смертности в разных странах. Мужской пол. Интенсивность смертности в разных странах. Женский пол. Средняя продолжительность предстоящей жизни. Мужской пол. Средняя продолжительность предстоящей жизни. Женский пол. Нормальная продолжительность жизни в разных странах.
Глава II. Методы построения суммарных таблиц смертности 229
Общие замечания. История суммарных таблиц смертности. Наш метод построения суммарных таблиц смертности.
Глава III. Смертность 11 народностей Европейской России в конце XIX в. 240
Народность и статистика. Интенсивность смертности мужчин у разных народностей. Интенсивность смертности женщин у разных народностей. Средняя продолжительность предстоящей жизни. Стационарное население.
Глава IV. Смертность в городах и селах 279
Общие замечания. Интенсивность смертности у мужчин в городах и селах. Интенсивность смертности у женщин в городах и селах. Средняя продолжительность жизни в городах и сельских местностях. Мужской пол. Средняя продолжительность жизни в городах и сельских местностях. Женский пол. Стационарное население в городах и уездах Европейской России и Украины. Смертность в больших, средних и малых городах Украины в конце XIX в. Смертность в семи больших городах Европейской России и Украины в конце XIX в.
Глава V. Эволюция смертности в Европейской России и на Украине 348
1. Общая характеристика эволюции смертности в Европейской России и на Украине 348
Предварительные замечания. Обзор литературы. Характеристика эволюции смертности в Европейской России на основании общих коэффициентов. Характеристика эволюции смертности на Украине на основании общих коэффициентов. Характерные черты эволюции смертности в Швеции и Пруссии. Эволюция смертности грудных детей в Европейской России и на Украине. Характеристика эволюции смертности в Европейской России и на Украине с 1896—1897 до 1907—1908 гг. Выживаемость мужчин допризывного возраста. Эволюция смертности в трех Прибалтийских губерниях.
2. Эволюция смертности в четырех больших городах Европейской России и Украины 369
Эволюция смертности в Киеве. Эволюция смертности в Одессе. Эволюция смертности в Москве. Эволюция смертности в Ленинграде. Таблицы.

Часть II. **Эволюция смертности на Украине до начала первой пятилетки (1933)** . 396
Эволюция смертности на Украине до Октябрьской революции. Эволюция смертности всего населения УССР до начала первой пятилетки. Смерт-

ность грудных детей. Смертность детей 1—9 лет. Смертность в возрастах 10—19 и 20—59 лет. Смертность людей в пожилых и старческих возрастах. Сравнительная эволюция смертности мужчин и женщин.

Часть III. **Показатели смертности грудных детей по месяцам года (1934, 1936)** 418

Предварительные замечания. Исходные теоретические положения. Приближенное исчисление величины вероятности $q_{0/1}$. Методы исчисления $q_{0/1}$, применяемые в других странах. Степень пригодности разных методов исчисления $q_{0/1}$. График и таблицы.

Часть IV. **Перспективные исчисления народонаселения УССР** 441

Народонаселение УССР до 1960 г. Исчисление народонаселения УССР на вторую пятилетку 442

Предварительные замечания. Численность народонаселения в УССР на 1 января 1927 г. Эволюция рождаемости в УССР до начала второй пятилетки. Смертность в УССР до начала второй пятилетки. Население УССР во второй пятилетке.

Приложение I. Демографическая сетка 453

Приложение II. Список печатных работ М. В. Птухи, имеющих отношение к демографической статистике 454

ФУНДАМЕНТАЛЬНАЯ
БИБЛИОТЕКА
Общественных Наук
Академии Наук СССР

Михаил Васильевич Птуха
Очерки по статистике населения

Редактор *В. И. Грязнов* Художник *А. В. Петров*
Техн. редактор *А. М. Мелентьев* Корректор *А. Н. Теряева*

Сдано в набор 13/IV 1960 г. Подписано в печать 1/XII 1960 г.
Бумага 70×108¹/₁₆. Объем 28,75 п. л. = 39,4. Уч.-изд. 40,38 л. Тираж 3000.
А 09922. Госстатиздат, Москва, ул. Кирова, 39. Заказ 1048.
Цена 2 р. 22 к.

Типография Издательства АН УССР, Киев, Репина, 4.