312
П-128

В. В. ПАЕВСКИЙ

ВОПРОСЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ И МЕДИЦИНСКОЙ СТАТИСТИКИ

В. В. ПАЕВСКИЙ

ВОПРОСЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ И МЕДИЦИНСКОЙ СТАТИСТИКИ

(Избранные произведения)

Под ред. проф. А. М. МЕРКОВА

НАУЧНАЯ
БИБЛИОТЕКА
НИИ ЦСУ СССР
Инв. № 14272

Статистика
Москва 1970

Составители сборника:
проф. А. М. МЕРКОВ
канд. экон. наук Г. Ш. БАХМЕТОВА

Авторы краткого очерка о жизни и деятельности В. В. Паевского:
канд. экон. наук Г. Ш. БАХМЕТОВА,
канд. мед. наук М. С. БЕДНЫЙ.

В сборнике публикуются работы В. В. Паевского, которые не потеряли научного и практического значения для современного читателя. К ним относятся методические работы по вопросам исчисления таблиц смертности и средней продолжительности жизни, измерения смертности мигрирующих масс населения, применения анамнестического метода в демографии, перспективных расчетов численности населения и др. Включены работы по медицинской статистике: о вероятности смертности от отдельных причин, применении выборочного метода в разработке статистических данных о заболеваемости, применении математических и математико-статистических приемов исследования в медицине.

Книга познакомит работников демографической и медицинской статистики с наиболее ценными работами В. В. Паевского и явится полезным методическим пособием для статистиков, демографов, врачей, а также для студентов высших учебных заведений.

1—8—3
62—69

ОТ РЕДАКТОРА

Владимир Владиславович Паевский — один из крупнейших отечественных ученых в области статистики.

В сборник избранных произведений В. В. Паевского из многих его работ вошла только часть, не потерявшая теоретического и практического значения до настоящего времени. Некоторые работы включены в сборник в сокращенном виде, из них удалены разделы, явно устаревшие или имеющие относительно меньшее значение.

В. В. Паевский, несмотря на недолгую жизнь, занял видное место в истории советской статистики. Основной вклад сделан им в теорию и практику советской демографической статистики.

Работая вместе со своим учителем и другом — крупнейшим отечественным демографом С. А. Новосельским в секторе демографии Ленинградского городского статистического бюро (1923—1931 гг.), В. В. Паевский во многом способствовал организации учета и изучению демографических процессов в населении Ленинграда, который в 20—30-х гг. по развитию демографической статистики занял первое место среди городов СССР и одно из первых мест в мире. В это время В. В. Паевский проявил себя как крупный исследователь в области демографии. Впоследствии (1931—1934 гг.) в качестве заместителя директора Демографического института Академии наук СССР В. В. Паевский (частично совместно с С. А. Новосельским) разработал ряд крупных теоретических проблем демографической статистики в

таких работах: «О выравнивании возрастных группировок», «Об измерении смертности мигрирующих масс населения», «О применении анамнестических методов в демографии», «О методах расчета будущей численности и возрастного состава населения», «О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения» и др.

К крупнейшим демографическим работам В. В. Паевского относятся таблицы смертности и средней продолжительности жизни населения СССР в 1926—1927 гг., составленные им совместно с С. А. Новосельским. Методика их построения, изложенная во введении к этим таблицам, является самостоятельным демографическим исследованием. Эти, наиболее крупные демографические работы В. В. Паевского, включены в настоящий сборник. Фактический материал части демографических исследований В. В. Паевского, посвященных изучению конкретных демографических процессов в населении Ленинграда в 20-х годах, естественно, устарел. Однако работы сохранили свою значимость с точки зрения методических приемов конкретного демографического исследования, а анализ изучаемого материала проведен в них с таким методическим совершенством, что делает эти работы интересными и для современного читателя.

В сборник включена также и лучшая часть работ В. В. Паевского в области медицинской статистики. В. В. Паевский, не будучи врачом, тем не менее хорошо понимал необходимость внедрения математических и математико-статистических приемов исследования в медицину, энергично пропагандировал и популяризировал их, лично принимал участие в проведении ряда исследований в области охраны материнства и младенчества. В. В. Паевский явился автором ряда ценных работ, в которых разработаны методические основы статистики охраны материнства и младенчества. В их числе видное место занимает руководство «Элементы статистики» для работников охраны материнства и младенчества и других отраслей социальной гигиены, дважды выходившее из печати (1931 и 1934 гг.) и допущенное Комиссией по учебникам Главпрофобра Народного комиссариата просвещения в качестве учебного пособия для медицинских высших учебных заведений.

Необходимо отметить еще одну выдающуюся работу В. В. Паевского — «О применении выборочного метода к разработке статистических данных о заболеваемости». Доклад на эту тему был прочитан Паевским на XI Всесоюзном съезде бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей в Ленинграде в 1928 г. и опубликован в 1929 г. в книге трудов съезда. В этой работе В. В. Паевский обосновал необходимость и целесообразность применения выборочного метода при изучении заболеваемости населения и предложил приемы расчета выборочной совокупности. Эти рекомендации В. В. Паевского, как и ряд других в области медицинской статистики, не потеряли своего значения до сих пор.

Проф. А. М. МЕРКО

КРАТКИЙ ОЧЕРК ЖИЗНИ И ДЕЯТЕЛЬНОСТИ В. В. ПАЕВСКОГО

Владимир Владиславович Паевский (1893—1934 гг.) — один из крупнейших представителей советских статистиков-демографов, труды которого явились значительным вкладом в развитие отечественных исследований в области демографии и медицинской статистики.

В. В. Паевский родился 2 апреля 1893 г. в Петербурге. Учился он в Петербургской гимназии, которую окончил с золотой медалью в 1911 г., поступил на физико-математический факультет Петербургского университета и закончил его в 1915 г. с дипломом первой степени.

Будучи студентом, он интересовался вопросами приложения теории вероятностей к страховому делу и проводил исследования в этой области под руководством профессора С. Е. Савича.

В университете он написал дипломную работу «Математическая теория риска при страховании жизни». Эта работа была опубликована в «Известиях общества страховых знаний» в 1916 г.

По окончании университета В. В. Паевский был призван в армию, где полтора года служил адъютантом артиллерийского дивизиона. С июня 1919 г. он находился в рядах Красной Армии, где занимал ряд командных должностей.

После демобилизации с октября 1922 г. В. В. Паевский работал в петроградских статистических органах (губернском отделе статистики, областной плановой комиссии) руководителем демографических работ.

С 1923 по 1925 г. он читал курсы страховой статистики и математической теории страхования на факультете общественных наук, а также курс математической теории населения и демографии на физико-математическом факультете Ленинградского университета.

В 1924 г. Паевский был избран доцентом по математической теории страхования кафедры математической статистики Ленинградского университета.

В 1925 г. он был приглашен на должность научного руководителя по биосоциальной, как она тогда называлась, статистике в Ленинградский институт охраны материнства и младенчества, где проработал до конца своей жизни, состоял членом Ученого Совета и принимал активное участие в работах научного общества по охране материнства и младенчества. Он читал лекции врачам, командируемым в институт для усовершенствования, и руководил большой исследовательской работой института в области статистики детской и материнской смертности, заболеваемости и физического развития детей.

Помимо этого В. В. Паевский консультировал во Всесоюзном институте экспериментальной медицины по применению математико-статистических методов в медицинских исследованиях.

В конце 1930 г. Академия наук СССР пригласила В. В. Паевского принять участие в организации Демографического института, в котором он затем занял пост заместителя директора.

В этом институте В. В. Паевский развернул большую научно-исследовательскую работу по разработке методологии исчисления отдельных возрастных контингентов населения, в области изучения смертности, плодовитости и заболеваемости населения.

В. В. Паевский становится одним из крупнейших статистиков-демографов. В 1932 г. он был назначен консультантом в ЦУНХУ при Госплане СССР по вопросам использования материалов переписи населения.

В своих научных исследованиях В. В. Паевский продолжил традиции отечественной статистической науки, развил и углубил ее методологические положения. Своей научно-исследовательской, педагогической и практической деятельностью он подтвердил правильность и жизненность новых позиций советской демографической

и медицинской статистики, вытекавших из принципиально новых задач статистики Советского государства.

В. В. Паевский умер молодым. Однако он оставил солидное научное наследство — свыше 70 работ. В основном это статьи в различных журналах и сборниках, а также методическое пособие для врачей «Элементы статистики».

Круг вопросов, интересовавших молодого математика, посвятившего себя демографической и медицинской статистике, был весьма широким. В его трудах анализируются фактические материалы о заболеваемости, смертности, рождаемости, браках, разводах и излагаются оригинальные методические приемы исследования.

Работы В. В. Паевского можно условно разделить на 3 группы: статьи по вопросам демографии; исследования в области детской смертности, охраны материнства и младенчества; специальные методические и методологические работы.

К первой группе работ прежде всего следует отнести написанное совместно с С. А. Новосельским введение к книге «Смертность и продолжительность жизни населения СССР, 1926—1927. Таблицы смертности».

Необходимость составления таблиц смертности населения СССР вызывалась потребностями развития советского народного хозяйства, для которого важное значение имели расчеты на несколько лет вперед численности различных контингентов населения (школьных, рабочих, призывного пенсионного возрастов и др.). В 1928 г. Коллегия ЦСУ поручила осуществление и руководство этой работой С. А. Новосельскому и В. В. Паевскому.

На основе разработанных ими методических принципов были рассчитаны таблицы смертности для населения европейской части Советского Союза, а также для отдельных ее регионов. Исчисление таблиц смертности за 1926—1927 гг. позволило выявить закономерности динамики смертности, показать достижения нашей страны в улучшении здоровья и увеличении средней длительности жизни ее населения.

В этой работе большое внимание уделяется рассмотрению методики и методологии расчета таблиц смертности. Разработанные в этой работе В. В. Паевским

положения не утратили своего значения и в настоящее время.

К числу значительных демографических работ В. В. Паевского относится также его статья «К вопросу о рождаемости в Ленинграде», опубликованная в 1929 г. в статистическом сборнике Ленинградского областного отдела здравоохранения.

В этой статье В. В. Паевский проанализировал влияние новых факторов на рождаемость в Ленинграде. В период исследования этого вопроса В. В. Паевским в Ленинграде начали снижаться общие показатели рождаемости, что обусловливалось влиянием ряда факторов. Анализируя влияние на рождаемость легализации абортов, проведенной в 1920 г., В. В. Паевский доказал, что она привела лишь к мнимому росту их числа в результате улучшения регистрации. Он указал также на то, что причиной понижения рождаемости в городах является сознательное регулирование числа рождений в семье. К мерам такого регулирования относится не только аборт, но и применение различных способов контрацепции. Тем не менее, указывал В. В. Паевский, аборт должен быть изучен не менее тщательно, чем другие демографические явления. В. В. Паевский пришел к правильному выводу о том, что большая частота абортов в семьях рабочих по сравнению с семьями служащих вызвана тем, что у последних практика ограничения числа рождений чаще осуществляется путем применения противозачаточных средств. На основании анамнестических данных В. В. Паевский детально анализирует частоту абортов в зависимости от влияния отдельных факторов на различные социальные группы населения. Он выявляет и статистически доказывает влияние на частоту абортов недостатка материальных средств, болезненного состояния женщины, желания скрыть беременность, наличия грудных детей и пр.

Проблема абортов в нашей стране не утратила своего значения и в настоящее время. Исследования В. В. Паевского могут служить образцом тщательного и методически отточенного анализа этой серьезной социально-гигиенической проблемы.

В рассматриваемой группе работ выделяются также статьи «Брачность и разводы в Ленинграде» и «Средняя разность возрастов женихов и невест».

Новые социальные и экономические условия жизни социалистического государства обусловили новые отношения и в быту. Учитывая, что в СССР отсутствует страх оставить будущее потомство без средств к существованию, В. В. Паевский проводит многоплановый анализ демографических процессов и обращает внимание на новые закономерности в динамике брачности и разводов в нашей стране.

Среди работ, посвященных вопросам охраны материнства и младенчества, прежде всего следует отметить пособие «Элементы статистики», предназначенное для врачей, работающих в области охраны материнства и младенчества. Это руководство является настольной книгой для ряда поколений врачей педиатров и акушеров-гинекологов. В нем просто и ясно изложены интересующие врачей этих специальностей вопросы статистики: методы измерения смертности в детских учреждениях открытого и закрытого типов, изучение эффективности работы детских лечебных учреждений, методы анализа деятельности женской и детской консультаций.

В статье «Статистика в деле охраны материнства и младенчества» Паевский изложил собственные концепции о практическом значении статистики. Он писал, в частности, что «статистика должна дать ответ на вопрос об эффективности всех мероприятий по охране материнства и младенчества в целом по всей стране и по отдельным территориальным подразделениям. При этом желательно установление объективных по возможности числовых критериев такой эффективности и, в идеале, даже выведение баланса между экономическими выгодами, являющимися следствием указанных мероприятий, и государственными затратами на них. Статистика должна дать ответ... на вопрос о сравнительной полезности отдельных мероприятий..., указать, с одной стороны, на малоэффективные и вовсе не эффективные стороны и показать, с другой стороны, при каких условиях другие мероприятия дают наибольший коэффициент полезности». Едва ли эти положения кто-либо будет оспаривать и сейчас при проведении получающих все более широкое развитие в нашей стране социологических, социально-гигиенических и демографических исследований.

В этой группе работ В. В. Паевского следует также отметить статьи: «Измерение смертности грудных детей», «Смертность и доживаемость грудных и малых детей в Ленинграде», «Методика измерения детской смертности в возрасте от 0 до 1 года», «Детская консультация в небольшом городе (опыт статистической характеристики)», «Смертность от детских инфекций в Ленинграде».

Значительное число работ В. В. Паевского посвящено методологическим проблемам демографической и медицинской статистики. Особенно следует выделить написанную совместно с А. П. Яхонтовым фундаментальную работу о применении анамнестических методов в демографии, в которой дано теоретико-математическое обоснование этого метода. Еще ранее Г. А. Баткис применил этот метод с целью ретроспективного анализа демографических явлений в основном у народностей, у которых до революции не регистрировались демографические события. Однако исследования Г. А. Баткиса и его учеников носили более или менее эмпирический характер, теоретическое же обоснование метода дано было позднее В. В. Паевским.

Внедренный в практику Г. А. Баткисом и теоретически разработанный В. В. Паевским и А. П. Яхонтовым анамнестический метод не утратил своего значения и в настоящее время. В частности, его можно рекомендовать для изучения демографических процессов в развивающихся странах, в которых в период колониальной зависимости не был налажен учет демографических процессов. Исследование этих вопросов имеет задачу определить характер и темпы роста населения, изучить факторы, влияющие на процессы воспроизводства населения, наметить пути устранения неблагоприятного их влияния.

Исключительно большое значение имели и другие теоретико-методологические работы В. В. Паевского, в частности его работы «Об измерении смертности мигрирующих масс населения» и «О применении выборочного метода к разработке статистических данных о заболеваемости».

В первой из этих работ дано теоретическое обоснование методов измерения так называемых «мигрирующих контингентов» (население детских домов, домов инвалидов, контингенты, состоящие на учете туберкулезных и онкологических учреждений и пр.) с относительно малой сменяемостью численности и значительными раз-

личиями в возрастном составе. Эта работа сразу же нашла применение в практике. Еще большее значение имела вторая названная работа.

Как известно, в середине 20-х годов в ряде местностей нашей страны была сделана попытка возобновить изучение общей заболеваемости населения путем карточной регистрации первичных заболеваний в амбулаториях примерно так, как это делалось в земский период в сельских местностях некоторых губерний дореволюционной России. Серьезным препятствием к развитию статистики общей заболеваемости являлось недостаточное знакомство медицинских статистиков того времени с теорией выборочного исследования и трудность статистической обработки численно больших и все более возрастающих количеств регистрационного материала. На основе расчетов В. В. Паевский заявил: «Выборочная разработка карточного материала, в случае достаточно большой массивности материала, может дать удовлетворительные данные для суждения: а) об общем строе заболеваемости населения (экстенсивные показатели); б) об общем повозрастном распределении заболевшего населения; в) об общем распределении заболевших по социально-профессиональным группам; г) о погодной динамике экстенсивных соотношений в заболеваемости; д) о приближенной величине интенсивных показателей заболеваемости».

По докладу В. В. Паевского статистическая секция XI Всесоюзного съезда бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей рекомендовала применение выборочного способа разработки данных о заболеваемости.

Теоретические расчеты В. В. Паевского были подвергнуты практическому опробованию. В. С. Быховский, Н. П. Климов, Ф. К. Краземан и М. Н. Соколов в работе «Опыт применения выборочного метода к разработке статистических карточек заболеваемости»[1] пришли к заключению, что относительные величины, характеризующие состав заболеваемости и полученные выборочным и сплошным путем, не обнаруживают сколько-нибудь заметных различий. Несмотря на то, что основы выборочного метода изучения заболеваемости были разработаны В. В. Паевским еще в 1928 г. (рассчитаны вероятностные схемы

[1] См. «Санитарно-статистический сборник Ленинградского областного отдела здравоохранения», М., 1928.

отбора), успешно проверенные на практике, до последнего времени статистика общей заболеваемости не использовала достаточно широко этот исключительно продуктивный метод исследования. Здесь следует отметить большую организационную и научно-исследовательскую работу, проведенную профессорами Г. А. Баткисом, А. М. Мерковым и др., решительно отстаивавшими и отстоявшими целесообразность и необходимость применения выборочного метода в изучении общей заболеваемости. Можно полагать, что публикация избранных трудов В. В. Паевского будет способствовать повышению теоретико-статистических знаний работников социальной гигиены и здравоохранения и что ценные идеи этого крупнейшего теоретика в области статистики и демографии будут широко использоваться в исследованиях общей заболеваемости.

Много внимания уделял В. В. Паевский подготовке кадров специалистов в области демографических и медико-статистических исследований. Среди его учеников, занимавшихся вопросами демографии и статистики, были студенты Ленинградского университета, слушавшие курс математической теории населения. Руководил он также аспирантами, проходившими обучение на кафедре социальной гигиены женщины и ребенка в Институте охраны материнства и младенчества. Из его учеников впоследствии вышли известные талантливые практические и научные работники.

В. В. Паевский досконально изучил дело охраны материнства и младенчества. Он выступал перед врачами с многочисленными лекциями и докладами, в которых ясно и доступно излагал вопросы статистической методологии, разъяснял значение и важность статистики как орудия социального познания, как необходимой предпосылки для проведения целенаправленных социальных и медицинских мероприятий в борьбе за охрану и укрепление здоровья женщин и детей молодого Советского государства.

В. В. Паевский был исключительно обаятельным человеком, скромным и доброжелательным. Он всегда готов был поделиться своими знаниями, стремился научить людей правильно и плодотворно работать в области статистики. Он был строг и требователен не только к другим, но в первую очередь к себе.

В. В. Паевский относится к той категории ученых, которые никогда не принимают на веру рекомендуемые другими авторами методы и приемы. В многочисленных работах В. В. Паевского нельзя встретить ни фактографического изложения статистического материала, ни формалистического подхода к разбираемым явлениям. Широко применяя в своих исследованиях математические приемы, он подчинял их познанию внутренних связей и опосредствований изучаемого материального явления. Он был врагом формального схоластико-математического подхода к изучению демографических и санитарных процессов. Будучи великолепным мастером по построению оригинальных, тонких и точных методов исследования, он избегал математических излишеств и стремился к четкому и доступному изложению предлагаемых методик. Методические приемы для В. В. Паевского не были самоцелью, он стремился сделать их доступными для широкого круга демографов и медицинских статистиков и, главное, стремился к тому, чтобы точность результатов оправдывала затраченные силы и средства.

Авторитет В. В. Паевского в методических вопросах демографической статистики был исключительно высок при жизни и таким же остался после смерти. К его трудам, разработанным им методам и приемам и в настоящее время обращаются демографы, социологи, статистики и исследователи в области социальной гигиены и организации здравоохранения. Несмотря на солидный «возраст», эти работы до сих пор сохраняют теоретическое и практическое значение. Глубина подхода к проблемам, ясность изложения, научная добросовестность делают труды В. В. Паевского образцом научного исследования современных проблем демографии и медицинской статистики.

В заключение авторы этого очерка считают своим долгом выразить благодарность С. А. Бекуновой, А. Г. Волкову, Р. М. Дмитриевой, Ю. А. Добровольскому, М. В. Курману, А. Н. Типольт, З. З. Шнитниковой за помощь в сборе материалов и предоставление различного рода сведений, без которых составление очерка оказалось бы невозможным.

РАБОТЫ ПО ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКЕ

О ПОСТРОЕНИИ КОЭФФИЦИЕНТОВ СМЕРТНОСТИ НЕПОДВИЖНОГО НАСЕЛЕНИЯ[1]

I

Вопросы сравнительного изучения смертности различных человеческих масс ставят перед исследователем задачу нахождения целесообразно выбранных измерителей, из сопоставления которых и должны вытекать те или иные статистические выводы. При этом часто весьма желательно, чтобы подобные измерители могли быть выражены единичными числами: сопоставление смертности серии отдельных совокупностей в этом случае приобретает особую ясность и показательность.

Общеизвестны неудобства, возникающие при использовании простого общего коэффициента смертности в качестве такого измерителя. Исключительно сильная зависимость смертности от возраста может затушевать многие (часто наиболее интересные) различия смертности в рассматриваемых совокупностях при пользовании общим коэффициентом смертности, если сравниваемые массы заметно различаются по возрастной структуре. Отсюда вытекает требование о построении таких показателей, которые или элиминировали бы полностью все возрастные различия, или исключали бы те различия в воз-

[1] Опубликовано в «Бюллетене Ленинградского облстатотдела», 1928, № 20, стр. 31—54. Печатается с сокращениями.

растной структуре, какие не обязаны своим существованием самой смертности. По первому из указанных путей идет построение стандартизованных коэффициентов смертности, по второму — построение коэффициентов смертности неподвижного (стационарного) населения. Построение стандартизованных коэффициентов с точки зрения техники дела является значительно более простой операцией, нежели нахождение коэффициентов смертности неподвижного населения. Однако стандартизованным коэффициентам свойственны многие недостатки[1], имеющие корни в общей условности такого построения. С точки зрения чисто теоретической (иногда и в отдельных случаях практики) более предпочтительным является построение коэффициентов смертности неподвижного населения. Построение коэффициента смертности стационарного населения дает в руки исследователя показатель, не связанный ни с каким условно выбранным стандартом, и, следовательно, приводит к измерителю, численная величина которого во всех случаях для данной совокупности и данной смертности может иметь только одно значение (если не считаться с различной степенью точности вычислений) — свойство, весьма ценное с научной точки зрения. Наличие такого коэффициента, с другой стороны, сразу же позволяет получить и иную весьма характерную величину — величину средней продолжительности предстоящей жизни.

Однако, несмотря на все указанные преимущества, область практического применения коэффициентов смертности стационарного населения в настоящее время весьма не широка. Причиной такого редкого использования этого измерителя является техническая сложность его построения, связанная с необходимостью построения таблиц смертности и тем самым требующая затраты большого количества работы. Между тем можно указать довольно простые методы, позволяющие без особого труда получить в достаточной мере хорошее *приближенное* значение общего коэффициента смертности неподвижного населения. Целью настоящей статьи и является указание одного из простых методов получения коэффициента

[1] См., например, С. А. Новосельский. О применении метода «Standard population» к измерению рождаемости. — «Материалы по статистике Ленинграда». Вып. 3, 1921.

смертности неподвижного населения (и величины средней продолжительности предстоящей жизни), метода, основанного на использовании ряда простых повозрастных (пятилетних) коэффициентов смертности, какие всегда (в особенности в момент переписи) имеются в распоряжении местного статистического органа.

Идея предлагаемого метода весьма проста и заключается в целесообразном подборе и использовании общеизвестных зависимостей математической теории смертности. При этом следует заметить, что самое применение этого способа не требует от работающего никаких специально математических познаний и ограничивается лишь требованием знакомства с употреблением обыкновенных таблиц логарифмов. Немногим сложнее обстоит и дело с математическим обоснованием предлагаемой вычислительной схемы.

Пусть в нашем распоряжении имеется ряд повозрастных обычных коэффициентов смертности:

$$m_{x_0},\ m_{x_1},\ m_{x_2},\ \ldots,\ m_{x_i},\ \ldots,\ m_{x_n}\ (x_0=0).$$

Поставим первоначально задачу нахождения числа доживших до какого-либо возраста x_i из числа 100 000 родившихся в условиях смертности, соответствующей данному ряду коэффициентов. Вспоминая известную зависимость между «силой смертности» μ_x и числом доживающих l_x[1], имеем:

$$\mu_x dx = -\frac{dl_x}{l_x},$$

или

$$\mu_x\, dx = -d \log l_x,$$

откуда, интегрируя, легко получаем

$$\log l_{x_i} - \log l_0 = -\int_0^{x_i} \mu_x\, dx; \qquad l_{x_i} = l_0\, e^{-\int_0^{x_i} \mu_x dx}.$$

[1] Здесь как обычно функции μ_x, l_x (а также и T_x, e_x и др.) предполагаются функциями непрерывными и имеющими на всем промежутке производные.

Общий промежуток интегрирования может быть разбит на ряд частных промежутков и интеграл в показателе при e представлен в виде суммы интегралов:

$$\int_0^{x_i} \mu_x\,dx = \int_0^{x_1} \mu_x\,dx + \int_{x_1}^{x_2} \mu_x\,dx + \cdots + \int_{x_{i-1}}^{x_i} \mu_x\,dx.$$

Выберем указанные малые промежутки интегрирования

$$x_k, \ldots, x_{k+1}$$

такими, чтобы внутри каждого такого промежутка величина «силы смертности» (μ_x) могла бы быть принята (в пределах, не нарушающих требуемой точности вычислений) за величину постоянную. В сущности говоря, неявно именно такое допущение постоянства величины μ_x на известном промежутке делается при всяком построении таблицы смертности: при построении полной таблицы смертности такими промежутками считаются однолетние промежутки, при построении кратких таблиц — пятилетние или даже десятилетние[1]. Тогда

$$l_{x_i} = l_0\, e^{-\sum_0^{i-1} \mu_{x_k} r_k},$$

где r_k — есть длина k-го промежутка в годах. С другой стороны, в наших условиях (постоянства силы смертности внутри любого промежутка)

$$m_{x_k} = \mu_{x_k},$$

ибо m_{x_k} — не что иное, как взвешенная средняя из всех тех значений, какие, вообще говоря, μ_x пробегает на изучаемом промежутке возраста. Отсюда

$$l_x = l_0\, e^{-\sum_0^{i-1} m_{x_k} r_k}.$$

[1] Заметим, что и общеупотребительная формула $q_x = \frac{2m_x}{2 + m_x}$ есть не что иное, как приближение более точной зависимости $q_x = 1 - e^{-m_x}$, получаемой при тех же предположениях о постоянстве силы смертности на некотором промежутке. Зависимость же $q_x = 1 - e^{-m_x}$ есть простое следствие приводимых в тексте формул.

Логарифмируя указанное соотношение (при основании 10), имеем:

$$\lg l_{x_i} = \lg l_0 - \left(\sum_0^{i-1} m_{x_k} r_k\right) \lg e,$$

или (вспоминая, что $l_0 = 100\,000$ и $\lg e = 0{,}43429$)

$$\lg l_{x_i} = 5 - 0{,}43429 \sum_0^{i-1} m_{x_k} r_k. \qquad (I.1)$$

Таким образом, для нахождения логарифма l_{x_i} оказывается необходимым лишь вычисление суммы $\Sigma m_{x_k} \cdot r_k$. Но сумма эта есть сумма последовательных простых повозрастных коэффициентов смертности, начиная с первого и включая последний, предшествующий определяемому возрасту, причем каждый из коэффициентов берется слагаемым столько раз, сколько лет заключается в том промежутке возраста, какой он измеряет (однолетние коэффициенты берутся однократно, пятилетние — пятикратно и т. п.).

Таким совершенно простым способом получается сначала ряд значений $\lg l_{x_i}$, а затем путем логарифмических таблиц и самые значения l_{x_i}.

Далее, имея в своем распоряжении ряд значений чисел доживающих (l_x), нетрудно вычислить и сам коэффициент смертности неподвижного населения. Обращаемся опять к общеизвестным зависимостям:

$$m_s = \frac{1}{e^0_0} = \frac{l_0}{T_0},$$

где m_s — общий коэффициент смертности стационарного населения (соответствующего данной смертности);

e^0_0 — средняя продолжительность предстоящей жизни при рождении;

T_0 — общая численность стационарного населения или общее число лет, прожитых всем населением, при числе родившихся l_0. Вместе с тем известно, что T_0 может быть представлено в виде:

$$T_0 = \int_0^w l_x\,dx, \qquad (I.2)$$

где w — предельный возраст доживания.

Имея в виду лишь получение приближенных результатов, можно промежуток интегрирования вновь разбить на части и истинные значения кривой $y=l_x$ на каждом промежутке заменить значениями некоторых параболических кривых, что должно дать весьма простой путь к вычислению приближенного значения интеграла (I.2).

Назначение конкретных границ указанных промежутков, равно как и выбор тех возрастных промежутков, по каким необходимо наличие повозрастных коэффициентов смертности, определяется характером изменения силы смертности с возрастом. Опыт показал, что удовлетворительная точность вычислений может быть достигнута при наличии в качестве первоначального материала повозрастных коэффициентов смертности, вычисленных по следующим промежуткам возраста:
0—1 год, 1—4 года, 5—9 лет, 10—14 лет, ..., 90—94 года, т. е. вполне достаточным в большей части случаев является пользование пятилетними повозрастными коэффициентами смертности с разбитием лишь первого пятилетнего интервала на две части: от 0 до 1 года и от 1 года до 4 лет. При этом в нашем распоряжении оказываются следующие числа:

$$l_0,\ l_1,\ l_5,\ l_{10},\ \ldots,\ l_{95}\ .$$

В дальнейшем для нахождения T_0 из соотношения (I.2) промежуток интегрирования разбиваем на следующие части:
0—1 год, 1—5 лет, 5—15 лет, 15—25 лет, ..., 85—95 лет. На протяжении каждого из десятилетних промежутков строим параболу второго порядка. Так, например, на промежутке

$$i\cdots(i+10)$$

строим параболу из условия прохождения ее через точки

$$l_i,\ l_{i+5},\ l_{i+10}\ .$$

Пусть найденная парабола изображается уравнением:

$$y=ax^2+bx+c,$$

где значения a, b и c легко выразить в функции от

$$l_i,\ l_{i+5},\ l_{i+10}\ .$$

Тогда

$$T_i-T_{i+10}=\int_i^{i+10}(ax^2+bx+c)\,dx.$$

В наших условиях легко найти значения этой величины в функции от чисел l_i (опускаем промежуточные выкладки):

$$T_i-T_{i+10}=\frac{5}{3}(l_i+4l_{i+5}+l_{i+10}).$$

Для нахождения величины разности

$$T_1-T_5=\int_1^5 l_x\,dx.$$

строим параболу второго порядка, проводя ее через точки

$$l_1,\ l_5\ \text{и}\ l_{10}\ ,$$

и интегрируя в промежутке от $x=1$ до $x=5$, получаем

$$T_1-T_5=2{,}533\,l_5+1{,}704\,l_1-0{,}237\,l_{10}\ .$$

Для промежутка 0—1 год приравниваем разность T_0-T_1 обычному приближенному значению L_0, т. е. полагаем

$$T_0-T_1=L_0=l_0-\frac{2}{3}d_0\ .$$

Наконец, для значения T_{95} принимаем в качестве весьма грубого приближения[1] $T_{95}=\frac{5}{3}l_{95}$.

Имея значения всех вышеприведенных разностей, легко простым сложением получить значение

$$T_0=(T_0-T_1)+(T_1-T_5)+\cdots+(T_{85}-T_{95})+T_{95}\ .$$

В наших условиях подобное суммирование приводит к следующей зависимости (подробности весьма простых вычислений опускаем):

[1] Это предположение равносильно предположению, что средняя продолжительность предстоящей жизни для возраста 95 лет равна приблизительно $1^2/_3$ года. Нужно заметить, что числа T_{95} обычно настолько малы в сравнении с T_0, что то или иное предположение об их приближенной величине почти не влияет на численное значение T_0.

$$T_0 = 3{,}333(A + 2B + 0{,}01C + 0{,}071D), \qquad (I.3)$$

где

$$A = l_5 + l_{15} + l_{25} + \cdots + l_{95};$$
$$B = l_{10} + l_{20} + l_{30} + \cdots + l_{90};$$
$$C = 10l_0 + 26l_5;$$
$$D = 10l_1 - l_{10}.$$

Отсюда непосредственно можно получить

$$e_0^0 = \frac{T_0}{l_0} = \frac{T_0}{100\,000};$$
$$m_s = \frac{1}{e_0^0} = \frac{100\,000}{T_0}.$$

II

Для уяснения техники вычисления приведем пример вычисления коэффициента смертности стационарного населения, использовав для этого данные, послужившие основой к построению таблицы смертности населения Европейской России за 1896—1897 гг.[1] (мужской пол), т. е. повозрастные коэффициенты смертности, полученные из распределения умерших за 1896 и 1897 гг. по возрасту и из распределения живущих по возрасту, согласно переписи 1897 г. Заметим при этом, что коэффициент смертности для возраста 0—1 год, как и при построении всякой таблицы смертности, нежелательно получать посредством данных переписи.

Как и вообще, здесь следует пользоваться данными о родившихся (относя, например, число умерших в возрасте 0—1 год к числу родившихся, составленному путем сложения $^2/_3$ числа родившихся в исследуемом году и $^1/_3$ числа родившихся в предшествующем году). При этом нужно помнить, что, пользуясь данными о родившихся, мы получаем не коэффициент смертности, а вероятность смерти. Для получения приближенного значения коэффициента смертности можно воспользоваться, например, формулой:

[1] См. С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России. Петроград, 1916.

$$m_x = \frac{2q_x}{1 + p_x},$$

где

$$p_x = 1 - q_x.$$

В данном случае, желая в дальнейшем произвести сопоставление с полной таблицей смертности, во избежание различий в исходном материале, послужившем для получения q_0, мы просто заимствуем значение $q_0 = 0{,}29800$ из таблицы. При этом m_0 будет равно:

$$m_0 = \frac{2 \cdot 0{,}2980}{1 + 0{,}7020} = 0{,}3502.$$

В дальнейшем, выписав значения повозрастных коэффициентов в гр. 2 табл. 1, ведем вычисление следующим образом (см. табл. 1).

Способ вычисления, как легко видеть из приведенной таблицы, весьма прост. Укажем последовательно значение каждой графы в таблице.

В гр. 1 отмечаются промежутки возраста, для которых даны повозрастные коэффициенты смертности.

В гр. 2 приведены значения повозрастных коэффициентов. Эти коэффициенты, как известно, получаются как частное от деления чисел умерших в данном промежутке возраста на соответствующие числа живущих в том же возрасте[1], за исключением коэффициента для возраста 0—1 год, который строится путем привлечения данных о родившихся (указанным выше способом).

В гр. 3 приведены последовательные суммы коэффициентов. Способ составления сумм заключается в следующем. В первую строку выписывают (из предыдущей графы) коэффициент смертности для возраста 0—1 год. Для получения второй строки к этому коэффициенту прибавляется величина коэффициента для возраста 1—4 года, умноженная на 4 (ибо коэффициент этот дан для четырехлетнего промежутка). Для получения третьей строки к числу, написанному во второй строке, прибавляется коэффициент смертности для возраста 5—9 лет, умноженный на 5 (пятилетний промежуток); для получения четвертой строки к значению, написанному в третьей строке, прибавляется значение коэффициента для

[1] Обычно в обзорах приводятся такие значения коэффициентов, умноженные на 1000.

Таблица 1. ВЫЧИСЛЕНИЕ КОЭФФИЦИЕНТА СМЕРТНОСТИ НЕПОДВИЖНОГО НАСЕЛЕНИЯ ДЛЯ ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ ПО ДАННЫМ ЗА 1896—1897 гг.

Промежуток возраста	Повозрастные коэффициенты смертности m_x	Последовательные суммы повозрастных коэффициентов $\Sigma m_x r_x$	Логарифмы* вероятностей доживания до возраста x (гр. 3 × ×0,43429)	Логарифмы чисел доживающих (5,0 — гр. 4)	Возраст x	Числа доживающих l_x
1	2	3	4	5	6	7
				5,00000	0	100 000
0—1	0,3502	0,3502	0,15208	4,84792	1	70 457
1—4	0,0602	0,5910	0,25667	4,74333	5	55 378
5—9	0,0130	0,6560	0,28489	4,71511	10	51 893
10—14	0,0054	0,6830	0,29662	4,70338	15	50 510
15—19	0,0056	0,7110	0,30878	4,69122	20	49 116
20—24	0,0074	0,7480	0,32484	4,67516	25	47 332
25—29	0,0078	0,7870	0,34178	4,65822	30	45 522
30—34	0,0084	0,8290	0,36002	4,63998	35	43 650
35—39	0,0098	0,8780	0,38130	4,61870	40	41 562
40—44	0,0123	0,9395	0,40801	4,59199	45	39 083
45—49	0,0164	1,0215	0,44363	4,55637	50	36 006
50—54	0,0202	1,1225	0,48749	4,51251	55	32 547
55—59	0,0288	1,2665	0,55002	4,44998	60	38 183
60—64	0,0350	1,4415	0,62602	4,37398	65	23 658
65—69	0,0585	1,7340	0,75305	4,24695	70	17 660
70—74	0,0719	2,0935	0,90918	4,09082	75	12 326
75—79	0,1133	2,6500	1,15521	3,84479	80	6 995
80—84	0,0996	3,1580	1,37148	3,62852	85	4 251
85—89	0,1375	3,8455	1,67006	3,32991	90	2 138
90—94	0,1088	4,3895	1,90631	3,09369	95	1 241

* С обратным знаком.

$A=l_5+l_{15}+\ldots+l_{85}=309\,976$ $\quad A=309\,976;$
$B=l_{10}+l_{20}+\ldots+l_{90}=279\,075$ $\quad 2B=558\,150;$
$C=10l_0+26l_5=2\,439\,828$ $\quad 0{,}01C=24\,398;$
$D=10l_1-l_{10}=652\,677$ $\quad 0{,}071D=46\,340;$

$S=938\,864;$

$$T_0=3{,}333\cdot S=3\,129\,233;\quad e_0^0=\frac{T_0}{100\,000}=31{,}3;$$

$$m_s=\frac{1}{e_0^0}=31{,}97.$$

возраста 10—14 лет, также умноженное на 5. Все дальнейшие строки получаются таким же образом, т. е. путем прибавления к значению предыдущей строки пятикратного значения следующего коэффициента.

Числа гр. 4 получаются из гр. 3 путем умножения соответствующих чисел гр. 3 на 0,43429 ($\lg e$).

Числа гр. 5 получаются следующим образом. В нулевой строке пишем число 5,00000 = lg 100 000. Все дальнейшие числа гр. 5 получаются вычитанием соответствующих чисел гр. 4 из 5,00000.

Числа гр. 7 — числа l_x находят при помощи таблиц логарифмов, считая числа гр. 5 за логарифмы искомых значений l_x. Заметим, что при пользовании пятизначными логарифмами нет особой необходимости даже прибегать к табличкам «Partes proportionales»; вполне достаточно брать ближайшее к искомому табличное значение логарифма. Далее, значения величин A, B, C и D, входящих в формулу (I. 3), получаются путем простого сложения соответствующих чисел l_x. Окончательные вычисления так просты, что пояснений не требуют.

III

Для выяснения степени приближения, какую дает приводимый здесь способ, нами были произведены вычисления коэффициента смертности неподвижного населения и средней продолжительности жизни (при рождении) для ряда таких совокупностей, для которых имелись соответствующие таблицы смертности. При этом при вычислении мы пользовались теми повозрастными коэффициентами смертности, какие получались из непосредственного сырого материала без применения, конечно, какого бы то ни было выравнивания. Таким образом, в значениях тех повозрастных коэффициентов, какие имелись для Европейской России и Украины (по данным 1896 и 1897 гг.), отразились все те колоссальные «аккумуляции» возрастов, кратных 10 и 5, какие имели место в эти годы для чисел умерших и в особенности для чисел живущих по переписи 1897 г.

Кроме того, вышеизложенный способ был применен и к исследованию той совершенно исключительной смертности, какая наблюдалась в Ленинграде в год переписи — 1920. Результаты исчислений и соответствую-

щие значения, полученные из полных таблиц смертности, сведены в табл. 2.

Таблица 2

Название таблицы	Средняя продолжительность предстоящей жизни при рождении		Коэффициент смертности неподвижного населения	
	по краткому методу	по полным таблицам	по краткому методу	по полным таблицам
Европейская Россия. 1896—1897 гг.*				
Мужской пол	31,3	31,3	31,9	31,9
Женский пол	33,3	33,4	30,0	29,9
Украина. 1896—1897 гг.**				
Мужской пол	35,7	35,8	28,0	27,9
Женский пол	36,7	36,85	27,2	27,1
Англия и Уэльс. 1910—1912 гг.***				
Мужской пол	51,55	51,50	19,4	19,4
Женский пол	55,4	55,4	18,1	18,1
Ленинград. 1923 г.****				
Мужской пол	40,9	41,0	24,4	24,4
Женский пол	48,6	48,4	20,6	20,7
Ленинград, 1920 г.				
Мужской пол	20,5	20,8	48,8	48,1
Женский пол	26,8	26,3	37,3	38,0
Ленинград. 1910—1911 гг.				
Мужской пол	30,6	31,0	32,7	32,3
Женский пол	37,7	38,2	26,5	26,2

* С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России. Петроград. 1916.

** М. В. Птуха. Таблиці смертности України. 1896—1897 рр., Київ, 1923.

*** Supplement to the 75 Annual Report of Registrar-General. Part I, London, 1914.

**** С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 г.г. — «Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губернии». Вып. 6, 1925.

Анализ приведенной таблицы показывает, что применение указанного метода приводит к хорошим результатам в отношении измерения смертности целых стран. Несколько менее удовлетворительное совпадение получается для приведенных данных по Ленинграду (в особенности для 1910—1911 гг.). Легко дать себе отчет в причинах этого явления. На весь ход чисел доживающих оказывают наибольшее давление коэффициенты смертности для детских лет, в частности для возрастной группы 1—4 года. На протяжении указанных лет смертность успевает значительно измениться. Вместе с тем необходимо учесть то обстоятельство, что групповой коэффициент смертности для возрастов 1—4 года представляет собой в сущности некоторую взвешенную среднюю из однолетних коэффициентов того же периода. При этом примерное совпадение обычного коэффициента смертности группы 1—4 года с соответствующим коэффициентом стационарного населения этой же возрастной группы обусловливается примерным совпадением тех весов, с какими входят однолетние коэффициенты в эту группу в стационарном и фактическом населении. Такое примерное равенство обычно и наблюдается в тех случаях, когда на период рождений, соответствующий указанному возрастному промежутку, не приходятся исключительно резкие колебания в рождаемости. Между тем числа родившихся в Ленинграде обнаруживали следующие колебания:

Годы	Число родившихся
1915	51 956
1916	46 188
1917	43 109
1918	25 380
1919	12 365
1920	16 119
1921	28 517
1922	24 252
1923	31 906

Такие колебания (совместно с возможными миграциями) могли создать совершенно своеобразную весовую структуру указанной возрастной группы (1—4 года) в послевоенном Ленинграде, что и должно было повлиять на несоответствие общих коэффициентов смертности для группы 1—4 года и таких же коэффициентов стационарного населения (полученных из однолетних данных в таблицах 1920 и 1923 гг.). Заметим, что такое искажающее влияние колебаний рождаемости существенно отражается только на коэффициенте смертности указанной возрастной группы. Прочие возрастные группы, на протяжении которых смертность не терпит столь глубоких изменений, почти не отзываются на изменения весовой структуры отдельных возрастов.

Исправить указанное несоответствие нетрудно. Для этого достаточно во всех тех случаях, когда можно предполагать, что на возрастных группировках промежутка 1—4 года сказались предшествующие глубокие колебания рождаемости, брать вместо одного коэффициента смертности группы 1—4 года *сумму* четырех однолетних коэффициентов этого периода. Теоретическая законность этого приема вытекает из самой сущности нашего метода: достаточно применить к указанному случаю основную нашу формулу:

$$l_x = l_0 e^{-\Sigma m_x r_x}.$$

Практически мы этим ставим весовую структуру однолетних коэффициентов в условия весовой структуры стационарного населения. Разница в степени соответствия между приведенными данными для 1923 и 1920 гг. (для Ленинграда) объясняется тем, что указанный корректив был применен при вычислении смертности для 1923 г. и не был использован для данных 1920 г.

Совершенно иначе объясняется некоторое расхождение для данных 1910—1911 гг. (Ленинград). Здесь несоответствие объясняется проще и не может быть исправлено никакими механическими коррективами. Наши вычисления мы везде строим на основании повозрастных коэффициентов, полученных при помощи переписного распределения по возрасту. Между тем при построении полной таблицы смертности Ленинграда 1910—1911 гг. для всего промежутка 0—5 лет переписные данные не привлекались вовсе. Коэффициенты строились на основании данных о родившихся и приводили к величинам, значительно отличавшимся от соответствующих коэффициентов, полученных путем использования переписных данных (в силу особых условий миграций малых детей в довоенном Ленинграде).

IV

Основной задачей при выработке изложенного здесь метода являлась задача построения общего коэффициента смертности неподвижного населения в условиях годовых повозрастных коэффициентов смертности. Опыт показал, что количество времени и работы, необходимое для получения такого коэффициента (в условиях, когда

дан ряд повозрастных коэффициентов), весьма невелико.

Следует указать, что, помимо поставленной прямой цели, указанный способ может служить и более широко поставленной задаче — построению кратких таблиц смертности, т. е. таблиц, дающих приближенные значения всех табличных функций для возрастов, оканчивающихся на 5 и на 0, или, вообще говоря, для некоторых избранных возрастов. В самом деле, при предыдущих вычислениях мы по ходу работы должны были получить целый ряд значений функций l_x, именно ряд таких значений, какие обычно даются в краткой таблице смертности. Как известно, при наличии ряда значений чисел доживающих получение всех остальных табличных чисел (кроме e_x^o) не представляет затруднений. Числа $d_{x/x+5}$ получаются последовательным вычитанием; вероятности дожития получаются в виде последовательных частных вида

$$p_{x/x+5} = \frac{l_{x+5}}{l_x},$$

и, наконец, вероятности смерти могут быть получены путем вычитания чисел $p_{x/x+5}$ из единицы.

Некоторые вопросы могут встретиться лишь при получении значений средней продолжительности предстоящей жизни.

Можно указать несколько методов получения указанных чисел. Заметим прежде всего, что эта задача сводится в сущности к задаче нахождения чисел T_x (числа лет, которые проживут все лица l_x до полного вымирания совокупности в условиях стационарности населения).

Укажем некоторые методы.

1. Числа T_x получаются как сумма чисел $L_{x/x+5}$ с конца таблицы.

При этом числа $L_{x/x+5}$ (при пятилетних коэффициентах) получаются по формуле

$$L_{x/x+5} = 2{,}5\,(l_x + l_{x+5}).$$

(Начиная с возраста 75 лет коэффициент 2,5 дает преувеличенные значения; лучше в конце таблицы применить следующие коэффициенты: 75—80 лет — 2,45; 80—85 лет — 2,4; 85—90 лет — 2,3; 90—95 лет — 2,0.)

Для четырехлетнего же интервала (1—4 года) служит следующее соотношение:

$$L_{1/4}=2(l_1+l_4),$$

а для однолетнего промежутка (0—1 год):

$$L_{0/1}=0{,}33l_0+0{,}67l_1 \cdot$$

Несколько более точные значения для $L_{x/x+10}$ (для десятилетних промежутков) можно получить из формулы

$$L_{x/x+10}=1{,}67l_x+6{,}67l_{x+5}+1{,}67l_{x+10} \cdot$$

Найдя числа $L_{x/x+10}$, значения T_x получают суммированием с конца таблицы; при этом для всего промежутка возрастов свыше 95 лет данных мы не имеем, почему принимаем и здесь некоторое произвольное значение для T_{95}. Как было указано выше, таким значением может быть взято следующее:

$$T_{95}=1{,}67l_{95} \cdot$$

2. Видоизменением приведенного метода может служить следующий способ. Из имеющегося в наличии значения T_0 все остальные значения T_x получаются последовательным вычитанием, а именно:

а) для получения T_5 из T_0 вычитается сумма:

$$A_0=0{,}333l_0+2{,}369l_1+2{,}533l_5-0{,}237l_{10};$$

б) для получения всех последующих значений из каждого полученного T_i для получения T_{i+5} вычитают сумму:

$$B_i=2{,}5l_i+2{,}5l_{i+5} \cdot$$

3. Наконец, числа $L_{x/x+5}$ могут быть получены следующим образом. Основной базой всех наших построений является мысль о приблизительном равенстве на протяжении пятилетнего промежутка обычных повозрастных коэффициентов смертности и коэффициентов стационарного населения. Обозначая через m'_i коэффициент смертности стационарного населения, в отличие от m_i — обычного повозрастного коэффициента смертности, имеем приближенное равенство

$$m'_{i/i+5}=m_{i/i+5} \cdot$$

Но для коэффициента смертности стационарного населения справедлива известная зависимость:

$$m'_{i/i+5}=\frac{l_i-l_{i+5}}{T_i-T_{i+5}},$$

отсюда

$$T_i-T_{i+5}=\frac{l_i-l_{i+5}}{m'_{i/i+5}} \cdot$$

Таким образом, пятилетняя сумма чисел L_i может быть получена просто делением пятилетнего значения $d_{i/i+5}$ на соответствующий пятилетний же повозрастной коэффициент. Суммирование чисел L_i дает значения чисел T_i для табличных значений возраста. Путем деления чисел T_i на соответствующие l_i получают величины средней продолжительности предстоящей жизни ($e\overset{\circ}{l}$) для табличных возрастов.

Для иллюстрации совпадения значений, полученных такими путями, с соответствующими значениями по полной таблице приводим извлечение из таблицы смертности для Англии и Уэльса (см. табл. 3).

Наибольшее встречающееся при сравнении расхождение в средней продолжительности жизни — 0,14 года, т. е. 1,7 месяца. Аналогичное сопоставление данных для таблицы смертности Европейской России 1896—1897 гг. приводит к несколько худшим результатам: в этом случае в некоторых возрастах получается расхождение, доходящее до 0,3 года (3,5 месяца). Заметим, что, вообще говоря, данные для возрастов старше 75 лет получаются недостаточно точные. В приведенном примере значения средней продолжительности жизни получены по способу (2), т. е. путем последовательного вычитания из T_0 величин:

$$A_0=0{,}333l_0+2{,}369l_1+2{,}533l_5-0{,}237l_{10};$$

$$B_5=2{,}5l_5+2{,}5l_{10};$$

$$B_{10}=2{,}5l_{10}+2{,}5l_{15} \text{ и т. д.}$$

и путем деления найденных таким образом чисел на соответствующие l_i.

Таблица 3. ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ ДЛЯ АНГЛИИ И УЭЛЬСА* МУЖСКОЙ ПОЛ. 1910—1912 гг.

Возраст	Средняя продолжительность предстоящей жизни в годах	
	по краткому методу	по полной таблице
0	51,55	51,50
5	57,24	57,14
10	53,12	53,08
15	48,61	48,57
20	44,28	44,21
25	40,06	40,00
30	35,88	35,81
35	31,79	31,71
40	27,84	27,74
45	24,01	23,92
50	20,40	20,29
55	17,01	16,89
60	13,92	13,78
65	11,07	10,99
70	8,60	8,53
75	6,63	6,49
80	5,01	4,90

* Supplement to the 75 Annual Report of Registrar-General. Part I, London, 1914.

V

Существует довольно большое число различных методов построения кратких таблиц смертности. В настоящей статье мы не предполагаем излагать все существующие методы. В целях сравнения мы лишь укажем на главнейшие положения, лежащие в основе наиболее употребительных двух-трех методов.

Наиболее употребительным и давним является способ построения таблиц смертности, основанный на применении общеупотребительной зависимости:

$$q_x = \frac{2m_x}{2+m_x} \qquad (V.1)$$

или какого-либо видоизменения этой формулы. Так, например, в известном курсе А. Ньюсхолма (A. Newsholme) прежних изданий[1] описан такой метод построения кратких таблиц смертности, который основан на нахождении первоначально средней годовой вероятности дожития для пяти- и десятилетних возрастных периодов по формуле:

$$P_x = \frac{P_x - {}^1/_2 D_x}{P_x + {}^1/_2 D_x}. \qquad (V.2)$$

Формула (V.2) является очевидным простым следствием формулы (V.1). (Здесь P_x — число живущих, а D_x — число умерших в данном промежутке возраста; $m_x = \frac{D_x}{P_x}$). Получив значения средней вероятности дожития, легко далее получить и числа доживающих, умножая последовательно l_x на некоторую степень числа p_x (степень соответствует числу лет в возрастном периоде). После получения чисел l_x (для значений x через пять или десять лет) нетрудно найти и число лет, проживаемых стационарным населением в каждом периоде возраста. Ньюсхолм для этого рекомендует пользоваться способом (1) (см. стр. 33).

Заметим, что при таком способе построения таблиц смертности вычисление табличных данных для возрастов 0—5 лет производится обычным методом, таким же, как и в полных таблицах.

Все указанные методы основаны на применении известной зависимости

$$q_x = \frac{2m_x}{2+m_x}$$

или на каком-нибудь видоизменении ее. Они являются наиболее употребительными методами построения кратких таблиц смертности, и, конечно, мы не можем задаваться целью здесь изложить или хотя бы перечислить все работы подобного характера.

К изложенным методам по идее близко примыкает и метод, использованный Г. Кингом (G. King) при построении кратких таблиц смертности[2]. Однако сам способ

[1] Arthur Newsholme. The elements of vital statistics. Third edition, London, 1899, p. 279—286.

[2] Supplement to the 75 Annual Report of the Registrar-General. Part. I. Life — Tables, London, 1914, p. 26.

и техника получения табличных данных сильно отличаются от вышеуказанных способов. Кинг ставит первоначальной целью получение величины p_x (вероятности лицу возраста x прожить следующий год возраста) для некоторых значений x, взятых через пятилетние промежутки, по той же формуле:

$$p_x = \frac{2-m_x}{2+m_x}.$$

При этом особенность метода Кинга заключается в том, что Кинг и величины повозрастных средних коэффициентов (m_x) получает при помощи предварительно *выравненных* чисел населения и умерших для нужных ему возрастов x (центральных для каждого пятилетия). Выравнивание (как и в случае полных таблиц смертности) основано на формуле:

$$u_7 = 0{,}2w_5 - 0{,}008\Delta^2 w_0,$$

где w_0 — пятилетняя сумма живущих или умерших;
w_5 — такая же сумма для следующего пятилетия и
u_7 — искомое центральное (для второго пятилетия) число живущих или умерших. Полученная таким путем величина p_x не представляет собой средней однолетней вероятности дожития для рассматриваемого пятилетия: она является лишь величиной однолетней вероятности, соответствующей центральному возрасту рассматриваемого пятилетия. Поэтому для получения вероятности дожития до конца пятилетнего периода ($_5p_x$ — по обозначению автора) Кинг, предполагая, что промежуточные значения p следуют параболе третьего порядка, дает готовую формулу для пятилетней суммы логарифмов p_x в функции логарифмов p для центральных возрастов и их последовательных конечных разностей. Получив $_5p_x$ и, следовательно, l_x через пятилетние промежутки, Кинг аналогичным путем интерполяции получает суммы l_x и из них величину сначала сокращенной, а затем и полной средней продолжительности предстоящей жизни. Таблицы Кинга начинаются лишь с того первого центрального возраста, для которого можно получить данные путем применения вышеуказанных методов и который меняется в зависимости от способа разгруппировки данных по пятилетиям (11 и 12 лет в

приведенных Кингом примерах). Частично по этой причине, частично потому, что метод выравнивания единообразен, как в случае построения полных, так и сокращенных таблиц, построенные этим способом таблицы дают прекрасное совпадение данных по сравнению с полными таблицами.

Совершенно иным путем при построении кратких таблиц смертности шел Е. С. Сноу (Snow)[1].

Сноу исходит из следующей основной идеи: однолетние величины вероятностей дожития связаны с однолетними же величинами коэффициента смертности некоторой функциональной зависимостью, в то же время нельзя этого сказать о связи между пятилетними значениями вероятностей и пятилетними коэффициентами смертности. Внутри — интервальное расположение и величина коэффициентов смертности создает такое положение, при котором для пятилетних вероятностей и коэффициентов нельзя говорить об общей для всей таблицы какой-либо одной зависимости. Все уравнения, какие обычно применяются для этой цели, например

$$p_{x/x+5} = \frac{2-5m_{x/x+5}}{2+5m_{x/x+5}},$$

должны быть признаны неточными и не дающими той степени приближения, какую автор считает необходимым. С точки зрения автора, можно говорить лишь о высокой степени корреляции между значениями пятилетних вероятностей дожития и пятилетних же коэффициентов смертности, а потому вместо одной, общей для всей таблицы зависимости, нужно установить несколько таких зависимостей, которые и будут изменяться и иметь различный вид, во-первых, для различных периодов возраста, а во-вторых, и для различных величин самого коэффициента смертности. Сноу устанавливает эти зависимости эмпирическим путем. Из соотношений, полученных на основании нескольких английских полных таблиц смертности (6, а в некоторых случаях и 10 таблиц), автор, полагая, что указанная зависимость может быть выражена целой функцией, иногда линей-

[1] Supplement to the 75 Annual Report of the Registrar-General. Part. II. Abridged Life — Tables, London, 1920.

ного вида, иногда второй степени, получает значения для коэффициентов нужных уравнений, пользуясь методом наименьших квадратов.

В результате автор получает 14 уравнений, связывающих вероятности дожития и коэффициенты смертности для различных периодов возраста и для различных промежутков, в которых может заключаться величина коэффициента смертности (применительно к английским условиям). Подобный же путь применен Сноу и для нахождения величины средней продолжительности предстоящей жизни. Для этого автор устанавливает также 10 видов уравнений, связывающих найденную ранее величину вероятности дожития с числом лет[1], которое проживает стационарное население в искомом возрастном интервале.

Таблицы, построенные по методу Сноу, дают прекрасное совпадение данных с полными таблицами для возрастов от 10 лет и выше: расхождение в величинах средней продолжительности жизни ни в одном из примеров не превосходит 0,13 года (для возраста 85 лет) и 0,06 года (для возраста 10 лет). Несколько худшие данные получаются для возрастов до 10 лет. Так, величина средней продолжительности предстоящей жизни при рождении в некоторых случаях дает расхождение на 0,78 года. Заметим, что для получения величин, соответствующих возрастному периоду 0—1 год, Сноу вынужден прибегать к использованию данных о родившихся.

Идея построения некоторых эмпирических соотношений обычных повозрастных коэффициентов смертности и значений какой-нибудь табличной функции была применена также известным английским исследователем Дж. Броунли (J. Brownlee)[2].

Следует отметить особую оригинальность основной идеи Броунли: он стремится в своих построениях найти

---

[1] Вернее, с некоторой функцией этого числа лет, а именно:

$$K = \frac{l_x + l_{x+1} + l_{x+2} + l_{x+3} + l_{x+4}}{l_x}.$$

$$5\ x$$

[2] John Brownlee. The use of death — rates as a measure of hygienic conditions. London, 1922. Medical Research council. Special Report Series, № 60.

определенные соотношения между табличными коэффициентами смертности (коэффициентами смертности стационарного населения) и стандартизованными коэффициентами смертности. При этом при выборе того или иного стандарта Броунли для каждого заданного возраста (x) предварительно находит значения стандартизованного коэффициента смертности для населения в возрасте x и выше.

Далее устанавливаются простые (линейные) соотношения между найденным стандартизованным коэффициентом и соответствующим табличным коэффициентом смертности (коэффициентом смертности стационарного населения в возрасте x и выше). Естественно, что на значения постоянных в таких линейных соотношениях большое влияние должен оказывать выбор стандарта. Практически, по указанию Броунли, наиболее удобным оказывается выбор совершенно искусственного стандарта наиболее простой возможной формы. В качестве такого стандарта автором выбран ряд убывающих натуральных чисел (начиная с 16 для возраста 0—5 лет). Таким образом, последовательные пятилетние численности живущих в стандарте изображаются числами 16, 15, 14, 13, 12 и т. д. При этих условиях эмпирические значения для постоянных, входящих в линейные уравнения, связывающие стандартизованные коэффициенты смертности с табличными, были найдены путем использования 10 современных различных английских таблиц смертности.

Практически построение таблицы смертности по методу Броунли сводится к следующему: выписав ряд пятилетних (в некоторых периодах возраста десятилетних) коэффициентов смертности и приняв за стандарт убывающий ряд натуральных чисел, легко находят ожидаемое число смертных случаев в каждом интервале возраста. Далее, путем суммирования легко получить ожидаемое число смертных случаев в возрастах, выше любого исследуемого. Некоторая модификация тех линейных соотношений, о каких было сказано выше, легко позволяет при помощи ряда несложных арифметических процедур получить значения табличных коэффициентов смертности (стационарного населения) для стационарного населения во всех возрастах выше определяемого.

Обратные величины таких коэффициентов приводят к значениям величины средней продолжительности предстоящей жизни.

Остальные табличные значения могут быть найдены следующим образом. Если подобрать какое-нибудь выражение вида

$$e_x^0 = f(x),$$

то значения функции T_x легко могут быть найдены из известного соотношения

$$T_x = e^{k - \int \frac{dx}{f(x)}}. \qquad \text{(V. 3)}$$

В виде примера Броунли из некоторых трех выбранных значений e_x^0 определяет постоянные для зависимости следующего вида:

$$e_x^0 = \frac{(c-x)^n}{a}.$$

Получая отсюда значения для c, n и a (выравнивая тем самым числа e_x^0) и подставляя эти значения в формулу (V. 3), легко получить T_x.

$$T_x = e^{k - \frac{}{(n-1)(c-x)^{n-1}}}.$$

Из чисел T_x просто получаются значения для L_x (последовательным вычитанием) и для l_x (делением T_x на e_x^0). Броунли указывает также иной метод для вычисления чисел l_x (независимо от e_x^0), основанный почти на тех же самых соображениях, что и метод Сноу.

Последовательный ряд чисел l_x может быть получен путем последовательных умножений на некоторые множители вида

$$k_{x,n} = 1 - nm_x + bn^2m_x^2.$$

Эти множители представляют собой некоторую функцию от коэффициентов смертности, в которую входит одна постоянная b (n в этой формуле есть число лет данного возрастного промежутка), так что

$$l_{x+n} = l_x \cdot k_{x,n}.$$

Значения постоянной находятся также эмпирическим путем. Автор определял их, пользуясь опять английскими таблицами смертности.

Этот метод автором применялся лишь при построении таблицы смертности для возрастов 10 лет и старше.

VI

Сопоставление изложенных методов с тем кратким методом, какой был предложен нами, приводит к следующим заключениям.

Если оценивать указанные методы со стороны их точности, т. е. соответствия аналогичным полным таблицам смертности, необходимо признать, что методы Сноу и Броунли, не говоря уже о методе Кинга, должны давать более точные результаты, нежели предложенный нами метод. Правда, степень различий в точности не всегда легко уловима, и в некоторых случаях может возникать известное сомнение в том, какому из методов следует отдать предпочтение с точки зрения соответствия полученных данных табличным значениям полных таблиц. Так, например, ниже приведены значения чисел

Таблица 4. АНГЛИЯ И УЭЛЬС. 1910—1912 гг. МУЖСКОЙ ПОЛ. ЧИСЛО ДОЖИВАЮЩИХ

Возраст	Полные таблицы	По методу Snow	По методу* Brownlee	По обычному методу $p_{x/x+5} = \frac{2-5m_x}{2+5m_x}$	По предложенному нами методу
10	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
15	99 045	99 056	99 040	99 045	99 045
20	97 664	97 656	97 614	97 628	97 630
25	95 850	95 844	95 798	95 829	95 830
35	91 356	91 339	91 288	91 320	91 320
45	84 266	84 256	84 214	84 239	84 240
55	72 637	72 554	72 574	72 594	72 600
65	53 573	53 449	53 553	53 548	53 589
75	27 603	27 474	27 444	27 429	27 644

*Числа l_x вычислены здесь совершенно независимо от чисел e^0_x. Вычисление l_{x+n} производилось путем умножения l_x на множитель $k_{x,n}$ вида $k_{x,n} = 1 - nm_x + bn^2m^2x$.

Значение для постоянной b взято непосредственно у автора (J. Brownlee, p. 74).

доживающих и средней продолжительности предстоящей жизни, вычисленные по непосредственным коэффициентам смертности для Англии и Уэльса за 1910—1912 гг. (мужской пол; числа живущих — по переписи 2/IV—1911 г. (см. табл. 4 и 5). Таблица вычислена при основании $l_{10}=100\,000$ в целях обеспечения сравнимости методов и во избежание тех неминуемых различий, какие должны получиться, если для одного способа данные для детских возрастов исчисляются сокращенным способом, в то время как для другого применяются приемы, одинаковые с теми, какими пользуются при построении полных таблиц.

Таблица 5. АНГЛИЯ И УЭЛЬС. 1910—1912 гг.
МУЖСКОЙ ПОЛ. СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ПРЕДСТОЯЩЕЙ ЖИЗНИ

Возраст	Полные таблицы	По методу Snow	По методу Brownlee	По обычному методу*	По предложенному нами методу**
10	53,08	53,03	53,03	53,02	53,05
15	48,57	48,51	48,52	48,51	48,53
20	44,21	44,17	44,14	44,18	44,20
25	40,00	39,96	39,92	39,96	39,98
35	31,71	31,66	31,65	31,67	31,70
45	23,92	23,87	23,87	23,89	23,92
55	16,89	16,85	16,86	16,87	16,91
65	10,99	10,96	10,97	10,99	11,03
75	6,49	6,43	6,53	6,55	6,55

* Значения средней продолжительности предстоящей жизни вычислены обычным методом, т. е. принимая $L_{x/x+5}=2{,}5\,(l_x+l_{x+5})$, для возраста 95 лет взято произвольное значение $e^0_{95}=1{,}67$.

** Значения средней продолжительности вычислены с применением формулы, приведенной в предыдущем примечании, и с постепенным уменьшением числового коэффициента в ней, начиная с возраста 75 лет.

Если судить по приведенным здесь данным, то можно заключить, что все указанные способы дают хорошие результаты; трудно отдать предпочтение тому или иному методу на основании вышеприведенного сопоставления с данными полных таблиц. Нужно сказать, однако, что такое заключение едва ли было бы вполне справедливо. Хорошие результаты, полученные в приведенном

примере, в значительной доле объясняются характером того непосредственного материала, какой положен в основание вычислений. Массивность английских чисел живущих и умерших и отсутствие значительных неправильностей в возрастном распределении сами по себе гарантируют легкость получения удовлетворительных результатов почти при всяком теоретически правильном методе. При этом непосредственный материал переписи дает повозрастное распределение живущих внутри пяти- и десятилетних интервалов, не слишком отличное от соответствующего повозрастного распределения стационарного населения. К сожалению, в нашем распоряжении не оказалось такого материала, который отличался бы значительными аномалиями возрастного распределения и при этом позволил бы произвести новое сравнение всех цитированных методов. Нам кажется, что в этом случае методы Сноу и Броунли должны были бы дать результаты гораздо лучшие, чем общеупотребительный метод и метод, предложенный нами.

Несколько иначе можно рассматривать сопоставление предложенного нами метода и метода общеупотребительного (будем называть его для краткости методом Фарра (Farr). Легко показать, что основная формула метода, т. е. формула

$$p_{x/x+5}=\frac{2-5m_x}{2+5m_x} \qquad \text{(VI. 1)}$$

есть не что иное, как первое приближение той формулы, какая положена в основу предложенного нами метода, т. е.

$$p_{x/x+5}=e^{-5m_x}.$$

В самом деле, разлагая e^{-5m_x} в ряд, имеем

$$p_{x/x+5}=1-5m_x+\frac{5^2m_x^2}{1\cdot 2}-\frac{5^3m_x^3}{1\cdot 2\cdot 3}+\cdots=$$

$$=1-5m_x\left(1-\frac{5m_x}{2}+\frac{5^2m_x^2}{6}-\cdots\right).$$

Заменяя ряд в скобках суммой членов бесконечно убывающей геометрической прогресси со знаменателем

$$q=-\frac{5m_x}{2},$$

имеем

$$p_x/_{x+5}\approx 1-5m_x\left(1-\frac{5m_x}{2}+\frac{5^2m_x^2}{4}-\cdots\right)=$$

$$=1-5m_x\frac{1}{1+\frac{5m_x}{2}}=\frac{2-5m_x}{2+5m_x}$$

Легко видеть, что при такой замене мы делаем ошибку, не превосходящую (по абсолютному значению) величины $\frac{(5m_x)^3}{12}$

При небольших коэффициентах смертности ошибка эта весьма незначительна, и практически по обоим методам мы должны получать почти одинаковые результаты. Однако в крайних старческих возрастах, где коэффициент смертности принимает значительную величину, ошибка, получающаяся при пользовании формулой (VI. 1), должна быть заметна. Для сравнения приводим величины $p_{85}/_{90}$, вычисленные по обоим методам, и сопоставляем их со значением той же величины по полной таблице.

Таблица 6. АНГЛИЯ И УЭЛЬС. 1910—1912 гг.
МУЖСКОЙ ПОЛ.

	По полным таблицам	По формуле $p_{x/x+5}=\frac{2-5m_x}{2+5m_x}$	По формуле $p_{x/x+5}=e^{-5m_x}$
$p_{85/90}$	0,27447	0,23683	0,29012
$p_{90/95}$	0,17401	0,08288	0,18356

Нужно сказать, впрочем, что для кратких таблиц смертности значения вероятностей для столь поздних возрастов имеют мало значения. Поэтому эти два способа можно признать близкими друг другу по точности, поскольку для средних возрастов они дают почти совершенно одинаковые результаты.

Вместе с тем позволительно, вообще говоря, выразить сомнение в необходимости особой точности данных, получаемых путем построения кратких таблиц смертности. Если ошибка в величинах средней продолжительности предстоящей жизни колеблется около полугода, то нужно полагать, что такие таблицы дают достаточную точность для всевозможных сопоставлений и сравнений, для которых и строятся главным образом краткие таблицы смертности.

С этой точки зрения оценка того или иного метода из числа дающих удовлетворительные результаты должна главным образом основываться на сравнительном количестве той работы, которая нужна для построения таблицы. Укажем некоторые особенности вышеприведенных методов, оценивая их именно с этой стороны. Метод Фарра для возможности практического применения требует наличия совокупности некоторых заранее найденных эмпирических уравнений, в которых постоянные определяются эмпирически на основании ряда полных таблиц смертности. При наличии таких уравнений вычисление чисел l_x требует предварительного получения чисел p_x, которые, в свою очередь, получаются подстановкой готовых пяти- и десятилетних коэффициентов смертности в установленную систему уравнений. Далее числа T_x, вернее ${}_nK_x$, нужные для получения величины средней продолжительности жизни, получаются из новой совокупности уравнений, установленной также эмпирически. Сумма вычислительной работы в случае наличия готовых уравнений не слишком велика. (По словам автора, для построения таблицы требуется в этом случае три-четыре часа работы.) При наличии особых вычислительных таблиц, построенных на основании указанных уравнений, сумма необходимой работы может быть еще значительно уменьшена.

Совокупность таких уравнений и даже таблиц дана автором и вычислена на основании ряда английских таблиц.

Из числа цитированных выше методов (в качестве возможных к применению в русских условиях и достаточно простых) подлежат сопоставлению в сущности два метода: обычный простой метод (названный нами в целях сокращения методом Фарра) и метод, предложенный нами. Оба эти метода при обычных условиях

требуют, по-видимому, приблизительно одинаковой затраты труда, и выбор того или иного метода может обусловливаться первоначальной целью поставленной задачи. В случае, когда необходимо возможно быстрое получение чисел доживающих и, далее, величины средней продолжительности жизни, пожалуй, более скорым методом должен явиться предложенный нами метод. В случаях же, когда основной начальной целью является получение вероятностей дожития, предпочтительнее пользоваться методом Фарра. За изложенным нами методом сохраняется также преимущество возможности получения несколько более точных величин для случаев, когда приходится иметь дело с весьма большими коэффициентами смертности, т. е. при вычислении табличных значений биометрических функций для старческих возрастов, а также и для детских (ранних), когда по соображениям быстроты табличные данные для детских возрастов желательно получить с наименьшей затратой труда, именно не пользуясь методами полных таблиц и тем самым заранее идя на некоторую неполную точность данных.

Затрата труда при вычислении такого коэффициента (при готовых повозрастных коэффициентах) весьма невелика.

В этих условиях может появиться возможность значительно более широкого пользования такими коэффициентами стационарного населения, даже в обычных статистических обзорах. Указание возможных путей к расширению области применения коэффициентов смертности неподвижного населения и составляло нашу главную цель.

Заканчивая изложение, напомним, что целью статьи является указание не столько метода построения кратких таблиц смертности, сколько подыскание удобного простого метода для вычисления общего коэффициента смертности неподвижного населения.

О ПЕРСПЕКТИВНЫХ ИСЧИСЛЕНИЯХ НАСЕЛЕНИЯ[1]

Вопрос о сравнительной высоте смертности и рождаемости в разных странах издавна привлекал внимание человечества. К настоящему времени мы имеем такое положение, при котором можно ежегодно получать статистические сведения о высоте рождаемости и смертности почти по всем без исключения западноевропейским странам и по очень большому числу внеевропейских.

Публикуемые при этом данные носят характер относительных чисел, коэффициентов рождаемости и смертности и показывают, какое количество народа из каждой тысячи населения рождается и умирает.

Было время, когда такого рода сведения (общие коэффициенты рождаемости и смертности) считались совершенно достаточными для научного познания. Современная наука, однако, смотрит несколько иначе на данный вопрос. Это изменение во взглядах на общие коэффициенты смертности произошло в связи с теми целями, какие стала ставить наука при подобного рода исследованиях. Современная наука не удовлетворяется разрозненно полученными коэффициентами рождаемости и смертности и требует совокупного изучения вопросов рождаемости и смертности с точки зрения единого вопроса — о воспроизведении населения.

Иначе говоря, при оценке высоты некоторой современной рождаемости и смертности вопрос ставится сей-

[1] Опубликовано в «Вестнике Академии наук СССР», 1933, № 1, стр. 1—12. Печатается с сокращениями.

час следующим образом: может ли та рождаемость, какая наблюдена в исследуемый момент в условиях констатированной в тот же момент смертности, обеспечить дальнейший рост численности населения, и если может, то какова будет величина указанного прироста.

При ближайшем рассмотрении этой задачи выяснилось, что общие коэффициенты рождаемости и смертности явно недостаточны для решения поставленной задачи. Правда, простым вычитанием коэффициента смертности из коэффициента рождаемости можно получить коэффициент естественного прироста. Но такой коэффициент не дает ничего, кроме простого констатирования факта прироста за истекший год, и не дает никаких указаний на те тенденции, какие должны последовать в будущем, даже самом ближайшем, для той страны, в которой прирост был констатирован.

Как известно, разным возрастам человеческой жизни свойственна совершенно различная высота смертности. Повозрастные различия в смертности достигают громадной величины. Ранним детским возрастам и возрастам старческим свойственна особенно высокая смертность, в то время как юношеские годы характеризуются обычно ничтожно малым коэффициентом смертности. Легко понять отсюда, что при всех прочих равных условиях (при полном равенстве повозрастных коэффициентов смертности) та страна, в какой много детей и стариков, будет всегда иметь более высокий коэффициент общей смертности. Далее, неизбежное со временем изменение процента детей и стариков в населении должно автоматически повлечь за собой и изменение общего коэффициента смертности, даже при условии, если высота смертности в каждом отдельном возрасте останется абсолютно неизменной. Общие коэффициенты, таким образом, представляют крайне ненадежное мерило для смертности, и сколько-нибудь серьезное изучение должно начинаться с изучения повозрастной смертности, т. е. смертности в отдельных возрастах. Все сказанное выше относительно смертности относится в равной мере и к рождаемости. Серьезное демографическое исследование должно начинаться с изучения повозрастной плодовитости и смертности.

Имея в своем распоряжении повозрастные коэффициенты рождаемости и смертности, исследователь,

однако, не может еще считать, что он собрал все необходимые для исследования данные. Одни и те же коэффициенты, примененные к населению различных стран, могут давать совершенно различный эффект в смысле темпов воспроизведения населения. Эффект этот зависит в огромной мере от характера той современной возрастной структуры населения, какая в каждой стране складывается в результате всей предшествующей демографической истории, т. е. смертности, рождаемости, эмиграции и иммиграции. Только зная детально возрастную структуру населения, демограф может судить о темпах воспроизведения населения. Возрастной же состав населения узнается посредством переписи населения, поэтому детальные исследования смертности и рождаемости приходится приурочивать к периодам переписи населения. Имея в своем распоряжении и возрастную структуру населения, и повозрастные измерители смертности и плодовитости, исследователь может идти двумя путями.

Можно задаться чисто математической, в сущности, задачей определения некоторого предельного прироста, который должен наступить как следствие продолжительного существования в стране изучаемой смертности и плодовитости. Этим путем шел ряд западноевропейских и американских исследователей: Лотка (Lotca), Бонз (Bonz), Хилбург (Hilburg).

Можно, однако, идти и путем непосредственного исчисления будущего населения и его возрастной структуры, год за годом, на довольно длительный срок, все время считаясь с теми же повозрастными коэффициентами смертности и плодовитости. Это непосредственное исчисление и может показать тот темп, в каком станет расти население (по крайней мере в ближайший период), если изучаемая смертность и рождаемость будут продолжать существовать.

В свете приведенных выше соображений задача перспективных исчислений населения приобретает смысл весьма существенной теоретической проблемы и ставится следующим образом. Простые коэффициенты рождаемости и смертности дают крайне несовершенную информацию о тех возможностях в смысле дальнейшего прироста населения, какие они несут в себе. Наиболее полное решение задачи может быть получено путем пря-

мых исчислений той численности и того возрастного состава населения, какой должен явиться в ближайшем будущем как их непосредственное следствие.

Поставленная таким образом задача приобретает вполне ясный научно-теоретический смысл.

Следует, однако, заметить, что не везде и всюду эта задача (построение будущего возрастного состава и численности населения на основе современной повозрастной смертности и плодовитости) ставится в таком аспекте. В настоящее время перспективные исчисления населения на продолжительный период (на 50, а иногда и на 100 лет вперед) произведены в целом ряде стран. Германия, Франция, Италия, Англия, США, Дания, Швеция, Австрия, Япония и другие страны имеют к настоящему моменту те или иные варианты подобных исчислений. При этом нередко таким исчислениям придается смысл прямых предсказаний будущей численности населения.

В своих аналогичных работах Демографический институт[1] с самого начала стал на ту точку зрения, которая придает подобным исчислениям смысл отнюдь не предсказаний, а лишь наиболее усовершенствованной характеристики *современной* (моменту исследования) рождаемости и смертности. Было бы нелепо в самом деле предсказывать население СССР на будущее время, исчисляя его на основе наблюдений в 1926—1927 гг. рождаемости и смертности, когда и в той и в другой мы наблюдаем ежегодно и должны, несомненно, ожидать в будущем огромнейшие сдвиги. Но вместе с тем мы не впадаем и в противоположную крайность, отрицая за перспективными расчетами (даже на основе наблюдений к настоящему моменту рождаемости и смертности) всякий практический интерес. Подобные исчисления именно в настоящем, послевоенном, периоде могут приобрести весьма существенную практическую ценность.

Дело в том, что в эпоху мировой войны[2] почти все воевавшие страны, в том числе и СССР, претерпели серьезные потрясения в населении, которые должны найти свое неизбежное отражение в будущем. Потрясения эти, в основном, заключаются в следующем. Во-первых, мужское население воевавших стран в самом цветущем возрасте понесло огромные потери убитыми и умершими от ран. Вследствие этого на возрастной кривой мужского населения появился как бы провал. С течением времени и с постепенным постарением нашего населения этот провал должен передвигаться по возрастной кривой все дальше и дальше по направлению к старшим возрастам, все время создавая временные дефициты лиц то в тех, то в других возрастах.

Другой провал или другая рана касается уже населения обоих полов вместе и имеет гораздо более серьезное значение. Во время войны вследствие вполне понятных причин рождаемость в воевавших странах (в том числе и в СССР) чрезвычайно сильно упала. Достаточно хотя бы привести в качестве примера Германию, где вместо довоенной рождаемости — 29,5 на 1000 населения (1908—1913 гг.) мы имели в 1917 г. рождаемость лишь в размере 13,9, или Францию, где после довоенной рождаемости — 19,5, рождаемость в 1916 г. понизилась до 9,5 на 1000 населения.

Такое огромное понижение рождаемости и дефицит детей, родившихся в военные годы, естественно, должны вызвать новый, значительно более серьезный провал на возрастной кривой последующих лет. Провал этот также должен передвигаться. Мы неизбежно должны иметь в некоторые годы, как следствие, дефицит детей сначала дошкольного, затем школьного возраста, далее, дефицит вузовских возрастов и, наконец, в некоторые предстоящие годы — недостатки лиц рабочего возраста.

Для определения действительного местоположения таких провалов, а также для исчисления (хотя бы приблизительного) возможного наступления дефицитов — являются чрезвычайно полезными указанные выше исчисления. Вероятные изменения в смертности смогут лишь в небольшой степени сгладить образовавшиеся провалы, поэтому даже исчисления, произведенные на основе современной смертности, могут получить большую ценность уже и для чисто практических целей.

Исчисления, произведенные для населения СССР Демографическим институтом, имеют в своей основе статистические данные 1926—1927 гг. Как известно, 17/XII 1926 г. была произведена перепись населения в

[1] Имеется в виду Демографический институт Академии наук СССР, существовавший в Ленинграде в 30-х годах. *Прим. ред.*

[2] Здесь и далее речь идет о 1-й мировой войне.— *Прим. ред.*

Советском Союзе. На основе этой переписи и сведений о смертности за 1926—1927 гг. предварительно были построены таблицы смертности (доживаемости) населения СССР. Эта громадная по своему объему работа была закончена в 1930 г. и опубликована Госпланом СССР[1]. Эти таблицы и были положены в основу исчислений.

В процессе работы встретились два основных затруднения. Во-первых, те данные о возрастном составе населения, какие были непосредственно заимствованы из переписи населения, оказались сильно искаженными в силу общеизвестной склонности населения неточно показывать свой возраст при опросе. Как и обычно очень большая часть населения (в особенности сельского) вместо своего действительного возраста показывала чаще всего «круглый» возраст — 35, 40, 45 и т. д. лет. В результате возрастная кривая получила ряд неправильностей: числа лиц в «круглых» возрастах (40, 50 лет и т. п.) оказывались преувеличенными (иногда вдвое и более); в то же время числа лиц в соседних возрастах (39 лет, 41 год и т. п.) оказывались явно преуменьшенными.

Прежде чем использовать подобные данные, необходимо было привести их в исправленный вид или, как говорят, выравнять. Особые условия послевоенного периода, когда в возрастной кривой неизбежно должны были быть «провалы», о которых сказано выше, не позволили использовать обычные математические методы выравнивания, и институту пришлось создавать специальный метод.

Другое затруднение заключалось в отсутствии достаточно полных данных о повозрастной плодовитости. Это затруднение пришлось преодолевать путем особого исправления имевшихся частичных данных, исправления, произведенного с таким расчетом, чтобы окончательно полученные коэффициенты давали бы действительно наблюденную за те же годы рождаемость СССР.

Перспективные исчисления населения СССР доведены до периода 1950—1951 гг. При рассмотрении результатов этих исчислений обращает на себя внимание,

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР, 1926—1927. Таблицы смертности. М—Л., Планхозгиз, 1930.

прежде всего, то обстоятельство, что *даже те плодовитость и смертность, какие наблюдались в Советском Союзе в 1926—1927 гг.* (во время последней переписи), сулят чрезвычайно быстрый рост численности населения СССР. Этот рост далеко оставляет за собой те темпы, какие (на основе приблизительно одинаковых предпосылок) ожидаются во всех иных странах. Сопоставим результаты некоторых заграничных исчислений с нашими:

ЧИСЛЕННОСТЬ НАСЕЛЕНИЯ

	1927 г.	1951 г.	Увеличение в %
СССР	147 028 000	239 999 000	63
Польша	29 765 000	39 783 000	34
Италия	42 138 000	56 154 000	33
США	118 407 000	152 725 000	29
Германия	63 187 000	69 188 000	9
Англия с Шотландией	44 272 000	48 277 000	9
Франция	39 397 000	38 445 000	—2

В то время как в некоторых странах при сохранении современных условий можно лишь ожидать уменьшения численности населения (Франция) или незначительного увеличения (Англия, Германия), население СССР может увеличиться на 63%. Даже наибольший ожидаемый прирост (Польша) оказывается вполовину меньшим, чем в СССР. Уже к 1942 г. население СССР может (при этих условиях) достигнуть двухсотмиллионной величины.

Но не в получении подобных общих чисел, как мы уже говорили, заключается ценность исчислений, ибо неизбежное изменение смертности и плодовитости может внести изменения в их величину. Гораздо существеннее те сведения, какие можно получить о структурных изменениях возрастного и полового состава населения.

Мы не можем, конечно, в настоящей статье сколько-нибудь исчерпывающе охарактеризовать существо всех предстоящих структурных сдвигов и исчерпать тот богатый материал, который представляют в этом направлении результаты перспективных расчетов. Отметим лишь наиболее интересные с общей точки зрения.

Укажем прежде всего на те значительные изменения в половом составе, какие предстоят в населении СССР. К настоящему моменту (по переписи 1926 г.) мы имеем весьма существенный перевес женщин в населении. На каждую тысячу мужчин сейчас приходится 1070 женщин. В значительной доле эта величина обязана своим существованием войне. В 1897 г., например, на 1000 мужчин приходилось всего 1020 женщин.

В дальнейшем военный дефицит мужчин должен начать постепенно выравниваться, вследствие того, что в населении все более и более будет увеличиваться процент лиц, родившихся уже после войны, т. е. имеющих нормальное соотношение полов. К 1951 г. мы будем иметь всего 1042 женщины на 1000 мужчин.

Мы уже указывали выше, что основной причиной таких возрастных деформаций должно явиться то значительное понижение рождаемости, какое наблюдалось во время войны. Понижение это, создавшее в некоторые годы дефицит детей, сказалось уже к концу войны резким недостатком числа детей в возрасте 0—5 лет. Перемещаясь с течением времени на следующие возрастные группы, этот переходящий дефицит должен явиться причиной длительных сложных изменений возрастной структуры в течение многих десятков лет. На момент переписи (примерно к началу 1927 г.) этот дефицит перешел на возрастную группу 6—11 лет. К 1933 г. дефицитная группа будет в возрасте 12—17 лет; в 1939 г.— в возрасте 18—23 лет; в 1945 г.— в возрасте 24 — 29 лет и, наконец, в 1951 г.— 30—35 лет.

Хотя указанная дефицитная возрастная группа и включает в себя сравнительно небольшое число возрастов, однако значительное уменьшение ее численности должно оказывать влияние и на весьма массивные возрастные группы. Так, например, прирост всей группы лиц рабочего возраста (16—59 лет), вследствие вступления в него в известные годы этой дефицитной группы, подвергается сильным колебаниям во времени.

Как известно, перспективные исчисления населения могут производиться не только на основе той смертности и повозрастной плодовитости, какие наблюдаются в момент исследования. При конкретных предположениях о предстоящих изменениях в смертности и плодовитости можно исчислять будущее население и в этих условиях.

К ВОПРОСУ О ВЫРАВНИВАНИИ ВОЗРАСТНЫХ ГРУППИРОВОК[1]

Одна из первых проблем, возникающих перед исследователем, оперирующим данными о возрастном составе населения по переписям (перспективные расчеты будущей численности, определение всякого рода повозрастных коэффициентов и пр.), есть проблема выравнивания тех повозрастных данных, какие получены при непосредственном статистическом наблюдении, в нашем случае — переписных данных о распределении населения по однолетним возрастным группам. Под выравниванием мы понимаем в данном случае всякую операцию, имеющую своей целью освобождение повозрастного распределения живущих от тех заведомых неправильностей, какие усматриваются в переписных данных и которые имеют своей причиной неправильное указание своего возраста (при переписном опросе) значительной частью населения. В основном эти неправильности имеют своим источником небрежность или незнание населением своего точного возраста и вытекающее отсюда стремление характеризовать свой возраст круглой цифрой, что в нашей десятичной системе счисления сводится к склонности показывать свой возраст цифрами, оканчивающимися на 0 и на 5. В меньшей степени находит свое отражение в переписях заметное предпочтение населения к цифрам четным. Наконец, в некоторых случаях источником неправильностей может явиться и умыш-

[1] Написано совместно с С. А. Новосельским. Опубликовано в кн. «Труды Демографического института», Т. 1. Л., Издательство АН СССР, 1934, стр. 39—61.

ленная неверность указания возраста: у целого ряда народностей Советского Союза (тюрки, узбеки, казахи, каракалпаки, киргизы) можно отметить стремление скрыть возраст женщин 13—17 лет. К этому же типу искажений относится и стремление части женщин приписать себе более молодой, чем в действительности, возраст, заметно обнаруживающееся, например, при сопоставлении последовательных английских переписей.

Вопрос об освобождении от таких неправильностей в условиях Советского Союза приобретает весьма серьезное значение. Основное значение у нас приобретают неправильности, характеризующиеся аккумуляциями в возрастах, кратных 5 и 10. При этом относительный размер этих неправильностей весьма велик даже в суммарном распределении по возрастным группам населения всего Советского Союза и достигает огромных величин в некоторых отдельных частях СССР или возрастных кривых отдельных народностей (Узбекская ССР, Туркменская ССР, тюрки, армяне, грузины и т. д.).

Известный индекс[1] американского бюро цензов дает возможность цифрового выражения относительной величины этих неправильностей. В 1897 г. по переписи население территорий, входящих ныне в СССР, давало следующие величины указанного индекса аккумуляций: мужской пол — 169, женский — 199.

В 1926 г. можно отметить значительное понижение величины этого индекса, а именно: мужской пол — 141, женский — 171. Тем не менее индекс этот продолжал оставаться весьма высоким по сравнению с более или менее современными индексами по главнейшим западноевропейским странам.

ИНДЕКС АККУМУЛЯЦИЙ

	Мужчины	Женщины	
СССР	144	173	1926 г.
Европейская часть РСФСР	134	160	1926 г.
УССР	125	154	1926 г.
Франция	100	103	1921 г.
Англия	103	104	1921 г.
Германия	101	101	1925 г.

[1] Процентное отношение упятеренной суммы численностей лиц в возрастах 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55, 60 лет к общей сумме численностей всех лиц в возрастах 23—62 года.

Как уже было сказано выше, отдельные (окраинные) части Союза ССР и отдельные народности дают особо высокие величины индекса[1].

	Мужчины	Женщины
Узбекская ССР	213	271
ЗСФСР в целом	232	297
„ тюрки	322	390
„ армяне	175	257
„ грузины	204	278
Якутская АССР в целом	149	192
Якутская АССР, якуты	150	195

В этих условиях пользование невыравненными возрастными данными при последовательных передвижках в целях перспективного исчисления возрастного состава населения должно привести к результатам, значительно удаляющимся от истины и способным вызвать лишь недоумение при их использовании.

ВОЗРАСТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ СССР, ПОЛУЧЕННОЕ ПРИ ПЕРЕДВИЖКЕ НЕВЫРАВНЕННЫХ ДАННЫХ НА I/I 1934 г.

Возраст	Число живущих	Возраст	Число живущих
45	807 960	49	675 473
46	577 300	50	538 688
47	1 034 087	51	432 340
48	421 981	52	800 767

Совершенно необъяснимые в существе возрастной структуры скачки в численностях отдельных возрастов могли бы в этом случае послужить источником и чисто практических ошибок при построении разного рода перспективных расчетов и планов (контингенты школьные, вузовские, призывные и т. п.).

[1] Данные относятся к 1926 г. — *Прим. ред.*

ЧИСЛЕННОСТЬ МУЖСКОГО НАСЕЛЕНИЯ СССР, В ВОЗРАСТЕ 52 ЛЕТ, РАССЧИТАННАЯ ПО НЕВЫРАВНЕННЫМ ДАННЫМ

Годы	
1927	464 911
1928	292 390
1929	861 155
1930	368 220
1931	518 418
1932	441 978
1933	526 262
1934	800 767

Даже пятилетние возрастные группы в этом отношении сильно зависят по своей величине от зарегистрированных переписью неправильностей.

ВОЗРАСТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ МУЖСКОГО НАСЕЛЕНИЯ СССР НА МОМЕНТ ПЕРЕПИСИ 17/XII 1926 г.

Возраст	Невыравненные суммы численностей живущих	Выравненные суммы численностей живущих	Разница (в %) к переписным данным
20—24	6 712 200	6 972 000	3,9
25—29	5 490 375	5 591 000	1,8
30—34	4 297 238	4 217 000	1,9

Как можно видеть, разница в некоторых случаях достигает почти 4%.

Еще бо́льшая разница получается при сравнении шестилетних возрастных групп.

Возраст	Невыравненные суммы численностей живущих	Выравненные суммы численностей живущих	Разница (в %) к переписным данным
18—23	8 570 626	8 790 000	2,6
24—29	6 604 678	6 860 000	3,9
30—35	5 335 595	4 973 000	6,8

При таком положении вещей исследователь, по-видимому, неизбежно оказывается вынужден прибегнуть к исправлению непосредственно полученных переписных данных в целях избежания при «передвижках» неожи-

данных и необъяснимых по существу дела скачков в размерах одной и той же возрастной группы на протяжении ряда последовательных лет. Эта задача исправления повозрастных данных чаще всего появляется перед исследователями, занятыми построением таблиц смертности, заболеваемости, инвалидности, брачности, плодовитости и т. п. Задача эта решается обычно одним из методов, носящих общее название «выравнивания» возрастных данных. Именно в применении к выравниванию возрастных данных методика выравнивания получила наиболее широкую разработку. Литература по вопросам выравнивания чрезвычайно обширна и одно перечисление этой литературы потребовало бы чрезмерного расширения рамок настоящей статьи. Отказываясь от перечисления даже главнейших методов[1] выравнивания, употребляющихся в настоящее время, главным образом, в практике построения таблиц смертности, заметим лишь, что с внешней стороны выравнивание идет чаще всего по одному из следующих трех направлений.

1. Выравнивание, имеющее целью представить весь выравненный ряд одной математической формулой вида:

$$y=f(x),$$

где x — возраст при общих для всего ряда параметрах. (Выравнивание по интерполяционным формулам Пирсона (Pearson) и др., выравнивание по законам Гомперц — Макегам — Лазарус (Gompertz — Makeham — Lazarus) и многочисленным иным «законам», параболическое выравнивание всего ряда по методу наименьших квадратов и проч.)

2. Выравнивание (преимущественно параболическое) отдельных участков кривой сообразно некоторой избранной функциональной зависимости, с параметрами, меняющимися от одного участка кривой к другому и подобранными в соответствии с некоторыми специально поставленными условиями, например:

а) плавность стыка отдельных участков кривой;

[1] Весьма любопытную систему классификации методов выравнивания можно найти в книге E. Blaschke «Vorlesungen über mathematische statistik», Leipzig und Berlin, 1906, S. 192.

б) равенство сумм ординат кривой, выравненной и невыравненной на заданных участках кривой;

в) одинаковость каких-либо иных функций ординат кривой, выравненной и невыравненной на заданных отрезках кривой, и т. п.

(Выравнивание по многочисленным специальным формулам, как, например, Воолхойзе (Woolhouse), Кинга (King), Карупа (Karup), Спенсера (Spenser) и многим другим.)

3. Выравнивание графическое.

При всем внешнем различии упомянутых выше видов выравнивания все они, по существу, имеют одну общую идею, лежащую в самой их основе.

Применение их требует всегда предположения о возрастной кривой, как кривой плавной, которая может быть изображена функцией непрерывной (или весьма близкой к непрерывной) на всем изучаемом промежутке возраста. В тех немногих случаях, когда исследователь, применяющий эти методы, заранее мог ожидать, что некоторый участок кривой не может быть изображен с достаточным приближением непрерывной функцией, он обычно исключал эти участки из своей задачи выравнивания и оставлял эти участки неисправленными.

Нужно сказать, что идея «плавной» возрастной кривой в очень большом числе случаев оказывалась практически весьма плодотворной. Результаты, полученные как следствие основанных на этой идее методов выравнивания, главным образом в деле построения таблиц смертности, оказывались всегда удовлетворительными. Отсюда чрезвычайно широкое применение указанных методов и столь обширная литература, посвящаемая техническому усовершенствованию методики.

Послевоенная[1] эпоха, однако, заставила ряд исследователей при построении таблиц смертности по-новому поставить вопрос о выравнивании.

Значительная убыль мужского населения в совершенно определенных возрастах, связанная с военными потерями, не оставляла никакого сомнения в том, что на участке возрастов, соответствующих тем поколениям, какие были призваны на действительную военную

[1] Здесь и дальше речь идет о 1-й мировой войне 1914—1918 гг. — *Прим. ред.*

службу, кривая возрастных численностей не может быть плавной и функция, выражающая ход этой повозрастной кривой, — непрерывной.

Еще большее значение в этом смысле приобретало военное падение рождаемости уже для обоих полов. Здесь изменения, внесенные в возрастную кривую дефицитом родившихся, оказались настолько значительными по величине и так резко ограниченными определенными поколениями, что нельзя было и думать о подборе обычного вида параболической кривой, которая могла бы без самого существенного нарушения истины выравнять на этом участке неизбежные в то же время неправильности, имеющие в основе своей неправильное указание возраста населением.

Правда, математика представляет в руки исследователя-демографа огромное число способов, какими можно изобразить и не непрерывную функцию, с каким угодно числом и направлением изломов. Но пользование такими функциями доводило бы до абсурда совершенно неизбежный произвол исследователя, заключающийся в свободе предварительного выбора вида интерполирующей функции, произвол, который в меньшей степени заключен во всяком математическом выравнивании и который в данном случае достигал бы совершенно исключительных пределов, ибо исследователь, выбирая формулу, должен был бы заранее задаться и видом кривой, и конфигурацией изломов, и конкретным их расположением на абсциссе возрастов.

При таком положении исследователь, желающий избежать существенного расхождения с истиной при исправлении данных, мог идти по одному из следующих двух путей: или отказаться от всякого математического выравнивания возрастной кривой на некоторых особо сомнительных возрастных участках, или, отказавшись вообще от выравнивания возрастной кривой численностей живущих и умерших, подвергнуть выравниванию некоторую иную кривую, причем такую именно кривую, в ходе которой a priori нельзя предположить непременного наличия указанных выше изломов и нарушений непрерывности.

Первое указание на необходимость следовать этим новым путям при построении послевоенных таблиц смертности мы можем найти у составителя последней

(1920—1922 гг.) английской таблицы смертности А. Уотсона (A. Watson).

«Вследствие значительного числа смертных случаев среди мужчин, призванных на военную службу, общее число мужчин в возрасте от 20 до 45 лет понижено, и естественная последовательность чисел населения в отдельных возрастных группах нарушена, что делает трудной, если не невозможной, интерпретацию численности мужского населения путем построения каких-либо математических кривых»[1].

При практическом построении таблиц смертности, однако, английские исследователи сочли возможным отойти от принципиально правильных теоретических установок и из соображений «большей привычности прежних методов для статистиков» пойти обычным путем. Причиной этого послужили следующие соображения. Во-первых, в английских данных непосредственные сведения о численности детских возрастов вообще почти не нуждаются в выравнивании, а в 1920—1922 гг. главнейшие нарушения плавности возрастной кривой, вызванные глубоким падением рождаемости, приходились как раз на ранние детские возрасты (вообще почти нигде не подвергающиеся выравниванию). Осталась, следовательно, лишь военная убыль мужского населения, дающая значительно меньший излом кривой. Но здесь, при тех вообще незначительных искажениях возрастных численностей, какие можно наблюдать в английских переписях, оказалось, что практически на кривую *вероятностей смерти* тот или иной способ выравнивания (выравнивание чисел живущих и умерших или выравнивание окончательной кривой относительных чисел смертности) оказывает малое (количественно) влияние. Этим и объясняется практический способ построения английской таблицы смертности.

Гораздо большее значение приобретали вопросы о послевоенных изломах кривой в условиях Союза ССР.

Прежде всего послевоенные таблицы смертности Союза ССР относятся к периоду, дальше относящемуся от периода войны (1926—1927 гг.), вследствие чего изломы, обязанные своим происхождением военному понижению рождаемости, при построении таблиц отражались на более старших детских возрастах. Далее, в переписных численностях этих детских возрастов несомненно скрывались и крупные искажения, вызванные неточным указанием возраста. Наконец, вообще говоря, искажения возрастных численностей (аккумуляция и т. п.) в СССР достигали весьма больших размеров, далеко превосходивших английские.

Все эти обстоятельства в соединении с приведенными выше теоретическими соображениями заставили авторов[1] последних таблиц смертности населения Союза ССР совершенно отказаться от математических методов выравнивания кривых повозрастных численностей живущих и умерших.

Вместе с тем, ввиду полной неизбежности внесения исправлений в повозрастные показатели, выравниванию была подвергнута во всех случаях лишь кривая относительных чисел, характеризующих смертность (коэффициентов смертности), в силу того соображения, что в ходе этой кривой a priori трудно ожидать непременных и столь глубоких и резких изломов и нарушений непрерывности, как в повозрастных кривых численностей живущих и умерших.

Таким образом, после окончания работ по построению таблиц смертности в нашем распоряжении не оказалось (в противоположность обычным условиям) выравненных кривых численностей живущих по последней переписи, и задача получения такой кривой для последующих возрастных «передвижек» и разного рода иных целей должна была получить самостоятельное решение.

Искажения возрастных численностей были весьма велики и сделали совершенно неизбежным выравнивание.

Вместе с тем по изложенным выше соображениям механически-математические способы выравнивания в этом случае нужно признать явно малопригодными. Возрастная кривая, например, по переписи 1926 г., на промежутке возрастов от 7 до 13 лет должна была бы

[1] The Registrar Ceneral's Decennial Supplement. 1921, Part I, Life — Tables, London, 1927, p. 4.

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР. 1926—1927. Таблицы смертности, М.—Л., Планхозгиз, 1930, стр. XVI—XXIV.

представлять глубокие и резкие изломы, связанные с понижением рождаемости в 1915—1920 гг. Вместе с тем, на возраст 12 лет, по-видимому, пришлась и своеобразная аккумуляция (отмечавшаяся в этом же возрасте и при переписи 1897 г.). Отделить в этом случае искажения (аккумуляции) от действительных изломов кривой математико-механическими методами совершенно невозможно. В меньшей степени это же соображение должно быть учтено при выравнивании численностей взрослых мужских возрастов, затронутых военной убылью.

Идея способа исправления повозрастных численностей живущих, положенного в основу настоящей работы, весьма проста.

Задача нахождения приблизительно верной численности доживших до момента переписи из некоторого поколения родившихся и живущих в соответствующем возрастном классе с достаточной практической точностью могла бы быть решена, если бы мы имели в своем распоряжении данные нескольких переписей, следующих друг за другом через небольшие промежутки времени, например через каждый год.

В этом случае одно и то же поколение родившихся последовательно регистрировалось бы в возрастах и способствующих аккумуляции, и возрастах, где наблюдаются специфически преуменьшенные численности (соседние с аккумулирующими), и, наконец, в возрастах, относительно к аккумуляции индифферентных.

Сопоставление численностей соответствующих возрастов, произведенное с учетом повозрастного вымирания, могло бы дать путем применения простейших методов (например, вычисления средней арифметической), представление о приблизительно верной истинной численности изучаемого поколения в некотором (среднем) возрасте.

В условиях отсутствия подобных последовательных переписей и наличия переписи лишь на одну дату приходится обращаться к иным источникам. В случаях, если в нашем распоряжении имеются данные о распределении умерших по однолетним возрастным группам за ряд лет, примыкающих с одной и с другой стороны к году переписи, можно попытаться использовать указанные материалы.

Распределение умерших по однолетним возрастным группам в СССР (а в известной степени и в иных странах), так же как и повозрастное распределение живущих, искажено повозрастными аккумуляциями, причем, однако, интенсивность этих искажений обычно значительно менее велика, нежели в случае переписных данных.

Предположим теперь, для простоты суждения, что в течение некоторого короткого ряда лет повозрастная смертность остается неизменной, причем именно такой, какой была в год переписи, т. е. именно той, какая нашла свое отражение в таблице смертности, соответствующей данному году.

Сложив повозрастные численности умерших (за ряд последовательных лет), отвечающих одному и тому же поколению (с поправками на повозрастные различия смертности), и разделив на число лет наблюдения, можно подойти таким образом к определению числа умерших в некотором возрасте, освобожденного в значительной степени от аккумулирующих искажений.

Разделив, наконец, полученное число на величину соответствующего повозрастного коэффициента смертности, можно получить и соответствующее число живущих данного возраста.

Практически, конечно, повозрастная смертность редко остается неизменной в течение нескольких последовательных лет, и для получения возможности использовать для всей суммы лет одну и ту же таблицу смертности приходится прибегать к различного рода предварительным поправкам.

Изложенная здесь в кратких чертах схема способа исправления повозрастных данных о численности живущих отнюдь не может претендовать на роль метода, заменяющего во всех случаях обычные методы математического выравнивания. Схема эта излагается здесь лишь как попытка с иной стороны обойти трудности выравнивания, встречающиеся в некоторых случаях, когда законность применения математических методов может вызывать сомнения.

Для того чтобы в деталях ознакомить с процессом и результатами упомянутого метода, приводим пример выравнивания численности живущих мужского пола в УССР на момент переписи 1926 г.

Для решения задачи были использованы материалы о распределении умерших по УССР в целом за 1925, 1926, 1927, 1928 и 1929 гг.[1].

Прежде всего были образованы итоги следующих возрастных групп:

Таблица 1

Возраст \ Годы	Числа умерших мужского пола				
	1925	1926	1927	1928	1929
0—1	127 945	122 581	121 709	110 254	118 039
2—7	38 252	37 989	35 630	31 841	38 113
8—16	12 684	12 330	11 384	9 929	11 103
17—22	10 655	10 550	10 849	11 005	11 383
23—59	45 323	45 952	47 151	48 274	51 495
60—99	39 418	41 439	44 476	46 725	51 139
Итого	274 277	270 841	271 199	258 028	281 272

В дальнейшем 1927 г., как срединный, был принят за основу и однолетние данные об умерших за все иные годы были путем умножения на соответствующие коэффициенты приведены к тому, чтобы давать в пределах указанных шести возрастных групп итоги, одинаковые с итогами по 1927 г.

Далее, на основе таблицы смертности населения УССР (все население)[2] были вычислены ряды следующих коэффициентов возрастных передвижек:

$$I_x^{1925} = \frac{d_{x+2}}{d_x};$$

$$I_x^{1926} = \frac{d_{x+1}}{d_x};$$

$$I_x^{1928} = \frac{d_x}{d_{x+1}};$$

[1] Природный рух населения України в 1925, 1926, 1927, 1928, 1929 році.

[2] См. С. А. Новосельский и В. В. Паевский, указанная книга, стр. 14.

$$I_x^{1929} = \frac{d_x}{d_{x+2}}$$

после чего однолетние данные об умерших в 1925 г. были умножены на соответствующий коэффициент

$$I_x^{1925}$$

и отнесены к возрасту, на два года более старшему; каждое из чисел умерших в 1926 г. было умножено на соответствующий коэффициент

$$I_x^{1926}$$

и отнесено за счет возраста, на один год более высокого. Наконец, каждое из чисел умерших в 1928 г., умноженное на соответствующий возрастной коэффициент

$$I_x^{1928}$$

относилось к возрасту, на один год более молодому, а каждое из данных 1929 г. по умножении на

$$I_x^{1929}$$

— к возрасту, на два года более молодому.

В результате для каждого из однолетних возрастов мы получали пять чисел умерших, происходящих все как бы из одного поколения и отличающихся только тем, что каждое из них специфически должно было отразить в себе или аккумуляции, или искажения обратного смысла, в соответствии с тем, из сведений какого года оно получено и, следовательно, какое возрастное искажение оно восприняло в себе.

Приведем для примера краткое извлечение из таблиц промежуточных вычислений (см. табл. 2).

Складывая после этого по каждому возрасту все пять чисел и деля на пять, находим «исправленное» число умерших в 1927 г. Наконец, деля полученное «исправленное» число умерших на табличный соответствующий коэффициент смертности, находим «выравненное» число живущих в соответствующем возрасте примерно к середине 1927 г.

Таблица 2. ПРИМЕРЫ ИСЧИСЛЕНИЙ

Возраст	Числа умерших, приравненные (по группам) к числам умерших за 1927 г.					Коэффициенты возрастных передвижек				
	Годы					$\frac{d_{x+2}}{d_x}$	$\frac{d_{x+1}}{d_x}$	$\frac{d_x}{d_x}$	$\frac{d_x}{d_{x+1}}$	$\frac{d_x}{d_{x+2}}$
	1925	1926	1927	1928	1929					
9	1 063	1 070	1 343	1 354	1 391	0,61809	0,78643	1	1,16352	1,40704
10	1 264	1 166	1 058	1 289	1 308	0,74441	0,78594	1	1,27157	1,47923
11	1 105	885	700	696	922	0,97967	0,94715	1	1,27236	1,61789
12	1 606	1 457	1 266	1 061	1 037	0,95885	1,03433	1	1,05579	1,34335
13	1 313	1 283	1 275	1 100	929	1,04564	1,00830	1	0,96680	1,02075
14	1 221	1 180	1 256	1 355	1 008	1,11934	1,03704	1	0,99177	0,95885

ПЕРЕДВИНУТЫЕ ЧИСЛА УМЕРШИХ

Возраст	Годы					Сумма за 5 лет	Исправленное число умерших за 1927 г.
	1925	1926	1927	1928	1929		
9	—	—	1 343	1 639	1 492	—	—
10	—	841	1 058	886	1 393	—	—
11	657	916	700	1 120	948	4 341	868
12	941	838	1 256	1 063	967	5 075	1 015
13	1 083	1 507	1 275	1 344	—	—	—
14	1 540	1 294	1 256	—	—	—	—

Чтобы перейти к численности населения на момент переписи (когда живущие были на полгода моложе), берем численность живущих в возрасте x, как среднюю арифметическую из чисел живущих (на середину 1927 г.) в возрасте x и предыдущем $(x—1)$.

Полученные в результате однолетние числа живущих могут при сложении и не давать итога, совпадающего с переписным. Так, например, по УССР. (мужской пол) сумма выравненных таким образом чисел живущих в промежутке возраста от 3 до 99 лет составляет 12 300 264, в то время как переписной итог соответствующих возрастных групп равен 12 738 297. Образовавшаяся разница в итогах может быть распределена про-

Таблица 3

НАСЕЛЕНИЕ УССР НА МОМЕНТ ПЕРЕПИСИ 17/XII 1926 г. МУЖСКОЙ ПОЛ*

Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих	Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих
3	448 034	442 814	44	97 640	126 04[illegible]
4	354 903	395 331	45	141 824	117 477
5	378 076	344 612	46	116 336	114 718
6	314 412	323 898	47	94 218	114 083
7	302 632	292 190	48	110 332	104 591
8	326 810	289 304	49	76 316	99 527
9	218 076	262 809	50	148 106	95 295
10	268 514	254 896	51	57 687	92 167
11	264 311	292 629	52	90 103	87 255
12	443 130	356 637	53	74 716	82 146
13	387 998	385 991	54	57 299	77 226
14	373 351	374 418	55	102 946	71 400
15	359 233	369 387	56	77 859	72 628
16	367 420	353 187	57	54 241	73 845
17	325 839	338 018	58	60 574	68 614
18	326 860	338 162	59	39 273	63 424
19	289 344	334 660	60	132 653	66 994
20	340 027	336 829	61	36 077	69 366
21	264 971	278 919	62	61 141	66 303
22	280 539	267 146	63	53 951	60 840
23	276 894	257 984	64	39 778	59 297
24	235 937	236 830	65	84 050	55 820
25	242 949	237 966	66	46 306	52 943
26	258 237	242 262	67	43 875	48 423
27	214 177	226 152	68	35 399	41 758
28	238 166	219 051	69	18 084	33 459
29	187 111	210 633	70	63 256	29 086
30	250 665	195 496	71	13 299	30 155
31	132 928	187 482	72	24 362	26 729
32	190 000	179 723	73	19 395	22 927
33	176 172	171 430	74	13 075	20 599
34	142 661	165 164	75	33 076	18 603
35	171 185	158 248	76	13 400	17 418
36	165 829	163 347	77	9 412	15 634
37	145 969	164 098	78	12 029	12 933
38	180 030	153 854	79	4 299	10 583
39	129 325	148 292	80	21 395	9 111
40	186 642	143 089	81	2 584	8 133
41	92 777	136 843	82	4 876	6 961
42	147 328	131 275	83	3 500	5 785
43	119 727	127 172	84	2 933	5 173

* Аналогичная таблица для женского пола опущена. —*Прим. ред*

(Продолжение табл. 3).

Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих	Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих
85	8 716	4 558	93	588	813
86	3 186	4 134	94	423	729
87	2 476	3 638	95	1 243	676
88	2 329	2 720	96	634	603
89	1 097	1 912	97	512	454
90	4 432	1 571	98	518	282
91	402	1 291	99	185	205
92	683	1 009			
				12 738 297	12 738 297

порционально на все возрастные группы. Ниже приводится сопоставление выравненных и невыравненных чисел живущих в УССР на момент переписи (см. табл. 3).

Кроме приведенного примера выравнивания украинских данных о повозрастном распределении населения по переписи 1926 г., приведем такой пример исправления возрастного распределения населения СССР в целом, где изложенный выше метод выравнивания применен в комбинации с некоторыми исправлениями, внесенными на основе данных о родившихся за предыдущие годы (см. табл. 4).

Заметим, что применявшийся нами метод выравнивания возрастного состава населения СССР в некоторых деталях отличается от изложенного выше. Во-первых, отнюдь не для всех частей населения СССР удалось собрать однолетние данные об умерших за пять указанных лет. Поэтому в некоторых случаях пришлось пользоваться данными лишь за три года, приравнивая данные за недостающие годы к наличным данным за другие годы.

Во-вторых, сам порядок исчисления был несколько иным: прежде всего путем деления однолетних данных об умерших за каждый отдельный год на коэффициенты смертности были определены гипотетические числа живущих. Далее эти числа живущих (а не умерших) уже были подвергнуты передвижкам по таблице смертности,

чтобы привести данные каждого возраста к одному поколению.

Для возраста 12 лет и смежных возрастов на промежутке 9—15 лет в виде опыта были произведены, исправления, исходя из соответствующих чисел родившихся и их смертности на соответствующих возрастных промежутках. Эти возрастные группы представляют особый интерес, так как относятся к поколениям родившихся в 1911—1917 гг. и на них особенно резко сказываются изменения в числах родившихся, связанные с переходом к военному времени и военному падению рождаемости. В частности, возраст 12 лет, т. е. родившиеся в 1914 г., относится к последнему календарному году «нормальной» довоенной рождаемости, и численность 12-летних по переписи, естественно, должна быть выше числа 10- и 11-летних, т. е. родившихся в 1915 и 1916 гг.; вместе с тем численность 12-летних по переписи является преувеличенной независимо от этого, в связи с аккумуляциями, свойственными четным цифрам возрастных показаний, что видно при сопоставлении чисел 12-летних с числами 13- и 14-летних, т. е. родившихся в годы «нормальной» довоенной рождаемости, как и 12-летние.

ЧИСЛЕННОСТЬ НАСЕЛЕНИЯ ОБОЕГО ПОЛА В ВОЗРАСТЕ 9—15 ЛЕТ НА 1 ЯНВАРЯ 1927 г.

(по переписи)

Год рождения	Возраст	Число
1917	9	2 322 245
1916	10	2 901 025
1915	11	2 668 472
1914	12	4 237 138
1913	13	3 665 967
1912	14	3 618 252
1911	15	3 640 316

Числа родившихся на территории всей б. России по отдельным бывшим губерниям и областям в 1911—1914 гг. имеются в «Отчетах о состоянии народного здравия», издававшихся Управлением главного врачебного инспектора.

Для получения чисел родившихся на соответствующей современной территории европейской части СССР были использованы поуездные данные о ро-

дившихся в б. Европейской России за 1906—1910 гг., публиковавшиеся в изданиях Центрального статистического комитета о естественном движении населения в Европейской России[1]. Определенный за эти годы по уездным данным процент родившихся на территории отошедших частей Европейской России был распространен на суммарные числа родившихся по всей б. Европейской России в 1911—1914 гг., взятые из вышеуказанных «Отчетов о состоянии народного здравия». Числа родившихся в б. Азиатской России взяты из этих Отчетов полностью. Эти последние числа являются неполными, особенно в отношении родившихся женского пола в б. Туркестане, что видно из ненормального полового соотношения родившихся, составляющего 111—112 мальчиков на 100 девочек, вместо обычных 105—106. Числа эти были соответственно повышены. За 1915—1917 гг. числа родившихся имеются лишь по немногим губерниям и областям[2]: за 1915 г. — по 41 губернии, за 1916 г. — по 18 и за 1917 г. — по 7.

Вместе с тем по группам одних и тех же губерний данные эти достаточно однородны в смысле изменений чисел родившихся в военные годы. Так, если принять число родившихся в 1913 г. в каждой данной группе губерний равным 100, то число родившихся в военные годы составляет:

	Для 41 губернии +Москва и Ленинград	Для 18 губерний +Москва и Ленинград	Для 7 губерний +Москва и Ленинград
1913 г.	100	100	100
1915 г.	87	87	88
1916 г.	—	66	69
1917 г.	—	—	54

Ввиду этого для получения чисел родившихся в 1915—1917 гг. на всей территории СССР было признано возможным понизить числа родившихся в 1913 г. для 1915 г. на 13%, для 1916 г. — на 34% и для 1917 г. — на 46%.

[1] Публикации эти кончаются 1910 г.

[2] С. А. Новосельский. Влияние войны на естественное движение населения. — «Труды Комиссии по обследованию санитарных последствий войны 1914—1920 гг.». М., издание Наркомздрава, 1923.

Для получения чисел доживших до 1 января 1927 г. из поколений родившихся в 1911—1917 гг. были использованы имевшиеся для отдельных из этих календарных лет для некоторых групп губерний числа умерших в возрасте до 1 года и таблица смертности для Европейской России 1907—1910 гг.[1]. Все эти числовые материалы были приняты соответствующими данным для всего Союза.

Определенные вышеуказанным путем числа населения СССР в возрасте 9—15 лет на 1 января 1927 г. оказались в сумме почти на $^1/_2$ миллиона меньше чисел по переписи 1926 г. Объясняется это прежде всего тем, что в числа родившихся в 1911—1917 гг. не могли быть включены родившиеся в Бухаре и Хиве, в то время не входивших в состав России, в настоящее же время входящих в состав СССР, и население которых включено в данные переписи 1926 г. (население это составляет около 2600 тысяч).

Полученные числа населения были пропорционально увеличены с тем, чтобы общая сумма их равнялась сумме этих возрастов по переписи. Так как, однако, и сумма возрастов (9—15 лет) по переписи не может быть признана достаточно правильной, все полученные величины для возраста 0—19 лет были пропорционально изменены для соответствия суммарному итогу всей этой возрастной группы по переписи.

В табл. 4 сопоставлены выравненные и непосредственные данные для СССР.

Подчеркиваем еще раз, что, излагая здесь подобную методику исправлений повозрастных данных о живущих, мы вовсе не считаем указанный метод способным заменить во всех случаях обычные методы математического выравнивания. Приведенная здесь попытка исправления материала нуждается, несомненно, в дальнейшей разработке и проверке на многих опытах. Некоторые недостатки метода (например, несколько преувеличенные численности в возрастах, оканчивающихся на 6 и 7) видны уже сейчас, однако возможность дальнейшего усовершенствования методики, по нашему мнению, не исключена.

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР, 1926—1927. Таблицы смертности. М.—Л., Планхозгиз, 1930.

Таблица 4. ВОЗРАСТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ СССР ПО ПЕРЕПИСИ 17/XII 1926 г. (в тыс.)

Возраст	Непосредственные данные		Выравненные данные		Возраст	Непосредственные данные		Выравненные данные	
	мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол		мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол
0	2 632	2 551	2 792	2 666	28	1 131	1 350	1 066	1 265
1	2 285	2 242	2 322	2 247	29	828	817	1 018	1 188
2	2 217	2 198	2 159	2 117	25—29	5 490	6 547	5 591	6 497
3	2 279	2 264	2 071	2 052	30	1 374	1 860	933	1 073
4	1 825	1 830	1 876	1 872	31	595	530	885	990
0—4	11 238	11 085	11 220	10 954	32	890	929	852	927
5	1 795	1 748	1 690	1 682	33	797	803	791	854
6	1 531	1 527	1 530	1 534	34	641	646	756	823
7	1 486	1 526	1 437	1 458	30—34	4 297	4 768	4 217	4 667
8	1 674	1 661	1 461	1 473	35	1 038	1 345	756	842
9	1 164	1 158	1 200	1 159	36	769	797	758	868
5—9	7 650	7 620	7 318	7 306	37	695	786	775	892
10	1 463	1 438	1 321	1 282	38	869	948	787	883
11	1 347	1 322	1 735	1 696	39	623	582	756	839
12	2 177	2 060	1 940	1 938	35—39	3 994	4 458	3 832	4 324
13	1 854	1 811	1 933	1 929	40	1 122	1 507	727	807
14	1 802	1 816	1 888	1 886	41	460	380	713	771
10—14	8 643	8 447	8 817	8 731	42	740	678	678	722
15	1 808	1 832	1 897	1 892	43	593	545	634	661
16	1 788	1 947	1 711	1 874	44	478	452	608	614
17	1 564	1 745	1 614	1 825	40—44	3 393	3 562	3 360	3 575
18	1 615	1 815	1 555	1 740	45	892	1 077	595	610
19	1 358	1 505	1 532	1 674	46	579	515	582	621
15—19	8 133	8 844	8 309	9 005	47	480	472	577	630
20	1 639	1 956	1 509	1 502	48	554	593	552	621
21	1 224	1 023	1 461	1 466	49	388	358	514	595
22	1 413	1 483	1 405	1 422	45—49	2 893	3 015	2 820	3 077
23	1 322	1 400	1 328	1 385	50	892	1 282	493	583
24	1 114	1 234	1 269	1 375	51	298	270	479	580
20—24	6 712	7 101	6 972	7 210	52	465	454	461	562
25	1 300	1 811	1 210	1 365	53	380	370	427	511
26	1 201	1 333	1 183	1 354	54	308	322	411	483
27	1 030	1 236	1 114	1 325	50—54	2 343	2 698	2 271	2 719

(*Продолжение* табл. 4)

Возраст	Непосредственные данные		Выравненные данные		Возраст	Непосредственные данные		Выравненные данные	
	мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол		мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол
55	651	898	417	496	80	140	229	48	71
56	423	467	410	493	81	16	18	40	57
57	303	356	391	479	82	24	26	33	47
58	312	387	377	472	83	17	18	32	46
59	198	210	352	458	84	13	14	29	40
55—59	1 887	2 318	1 947	2 398	80—84	210	305	182	261
60	774	1 148	344	444	85	44	60	25	34
61	188	180	341	441	86	14	13	20	26
62	295	311	337	435	87	11	12	15	18
63	264	279	317	385	88	9	11	13	16
64	188	208	293	338	89	5	7	12	15
60—64	1 709	2 126	1 632	2 043	85—89	83	103	85	109
65	455	638	290	341	90	32	50	10	13
66	221	222	279	328	91	2	3	7	10
67	225	250	254	301	92	3	4	5	7
68	165	196	221	273	93	3	3	4	7
69	91	101	190	247	94	2	2	4	6
65—69	1 157	1 407	1 234	1 490	90—94	42	62	30	43
70	379	625	180	235	95	8	10	3	5
71	70	70	161	214	96	3	3	3	4
72	117	124	150	217	97	2	2	2	2
73	93	96	130	177	98	2	3	2	3
74	63	66	113	142	99	1	2	2	4
70—74	722	981	734	985	95—99	16	20	12	18
75	177	248	105	133	100 и более	12	17	3	4
76	64	69	95	120					
77	48	53	85	110	Неизвестен возраст	50	38	50	38
78	57	66	68	92					
79	23	27	54	76	Итого	71 043	75 985	71 043	75 985
75—79	369	463	407	531					

О СВОДНЫХ ХАРАКТЕРИСТИКАХ ВОСПРОИЗВОДСТВА И ПЕРСПЕКТИВНЫХ ИСЧИСЛЕНИЯХ НАСЕЛЕНИЯ[1]

I

Последние десятилетия перед мировой войной[2] бо́льшая часть западноевропейских стран характеризовалась сравнительно медленным изменением темпов прироста населения во времени. При таких условиях расчеты приблизительной численности населения на предстоящее время сравнительно легко осуществлялись путем простейших подсчетов, основанных на предположении неизменности (или приблизительной неизменности) общего процентного прироста. В то же самое время возрастная структура населения тех же стран также незначительно менялась на протяжении времени; десятилетний промежуток между двумя последовательными переписями населения обычно не вносил существенных изменений в относительные числа, характеризующие возрастной состав страны. С этой точки зрения практические потребности, ставившие иногда задачи определения относительного веса той или иной возрастной группы на предстоящее десятилетие, легко удовлетворялись принятием предположения о приблизительной стабильности возрастной структуры населения.

[1] Написано совместно с С. А. Новосельским. Опубликовано в кн: «Труды Демографического института», т. I, Л., Издательство АН СССР, 1934, стр. 7—37.

[2] Здесь и далее речь идет о 1-й мировой войне 1914—1918 гг.— *Прим. ред.*

При таких условиях естественно, что в предвоенную эпоху статистические работы, ставящие своей задачей сложные и кропотливые расчеты детального возрастного состава на будущее время и основанные на применении к переписным данным калькуляций, основанных на таблицах смертности, были сравнительно редким явлением и, во всяком случае, производились далеко не во всех странах.

Положение резко изменилось после мировой войны. Как известно, мировая война явилась фактором, вызвавшим значительное временное понижение рождаемости во всех странах, принимавших участие в войне.

Таблица 1. ЧИСЛО РОДИВШИХСЯ НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ В ГОД

Страны	Годы							
	1908—1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919	1920
Англия — Уэльс	24,9	23,8	21,8	21,0	17,8	17,7	18,5	25,5
Франция	19,5	17,6	11,6	9,5	10,5	12,2	13,0	21,3
Германия	29,5	26,8	20,4	15,2	13,9	14,3	20,0	25,9
Италия	32,4	31,1	30,2	24,0	19,5	18,1	21,4	31,9
Австрия	31,9	23,3	18,5	14,8	13,9	14,1	18,0	22,4
Венгрия	36,0	34,7	23,7	16,8	16,0	15,4	27,3	31,2
Бельгия	23,4	20,4	16,1	12,9	11,3	11,2	16,3	21,9

По России за время мировой (и гражданской) войны не имеется полных данных об изменениях рождаемости. Однако косвенные указания — показания возрастного состава по переписям 1920, 1923 гг. (для городов) и 1926 г. с несомненностью свидетельствуют о весьма значительном падении рождаемости за это время в нашей стране. Об этом же свидетельствуют и некоторые разрозненные данные, имеющиеся по отдельным губерниям, и, наконец, данные по некоторым городам (например, по Ленинграду и Москве), где удалось сохранить непрерывность статистических данных за все время войны.

НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ РОЖДАЛОСЬ В ГОД

Годы	Ленинград	Москва
1912	27,6	33,5
1913	26,4	32,2
1914	25,0	31,0
1915	22,5	26,9
1916	19,1	22,9
1917	18,7	19,6
1918	17,3	14,7
1919	13,7	17,3
1920	21,8	21,4
1921	34,4	30,6

Не затрагивая здесь вопроса о дальнейших (после 1920—1921 гг.) изменениях в рождаемости (когда началась новая фаза в тенденциях рождаемости), отметим лишь, что после столь катастрофических изменений в рождаемости, какие имели место во время мировой войны в огромной части стран, естественно, должны были отпасть всякие предположения о неизменности на будущее время возрастной структуры населения в этих странах. Столь же иллюзорным сделалось предположение о равномерности роста численности населения.

Кроме того, и сама война, как таковая, явилась немаловажным пертурбационным фактором по отношению к возрастно-половой структуре населения: об этом красноречиво говорят огромные военные потери, падающие прежде всего на молодые рабочие возрасты в мужском населении в воевавших странах.

При этих условиях в ближайшие же послевоенные годы почти во всех воевавших странах должен был неизбежно появиться дефицит населения в определенных возрастах, все время передвигающийся по возрастной кривой по направлению к старшим возрастам и совершенно искажающий обычную «нормальную» возрастную структуру населения.

Серьезные практические последствия, связанные с появлением и передвижением этого дефицита (временные дефициты школьных, призывных и рабочих возрастных групп населения), обратили сразу же на себя внимание исследователей-статистиков в разных странах.

Наконец, почти повсеместный факт сильного послевоенного понижения рождаемости, наступивший после кратковременного подъема 1920—1921 гг. и двинувшийся вперед гораздо более быстрым темпом, чем до войны, вызвал ряд серьезных опасений со стороны представителей демографической науки целого ряда стран: во многих случаях возникал основной вопрос — обеспечивает ли создавшееся соотношение между рождаемостью и смертностью дальнейший рост населения страны и не стремится ли та или иная страна к такому уровню, при котором неизбежно должен понизиться ее удельный вес в общем комплексе всех иных стран.

В результате послевоенная эпоха является свидетелем появления большого количества исследований, посвященных детальным расчетам и анализу будущего возрастного состава и численности населения, произведенных в разных странах уже на основе таблиц смертности и очень часто таблиц повозрастной плодовитости населения.

Прежде чем перейти к краткой характеристике главнейших из указанных работ, укажем в нескольких словах на те цели, какие могут преследовать перспективные расчеты численности и возрастного состава, а также наметим два основных направления, выявившиеся в последнее время в исследованиях такого рода.

II

Исследователь в области перспективных расчетов, связанных с населением, обычно имеет в своем распоряжении материалы двоякого рода. С одной стороны, это переписные данные (о возрастном составе), т. е. данные, дающие результативное изображение едва ли не всей предшествующей демографической истории страны как в отношении ее прошлой рождаемости и смертности, так и в отношении многообразных миграционных процессов, происходивших в прошлом.

С другой стороны, исследователь имеет перед собой ряд данных, характеризующих *современную* рождаемость и смертность — чаще всего в виде дифференцированных по возрасту коэффициентов смертности (удобнее всего — в виде таблицы смертности) и плодовитости населения.

Перед исследователем прежде всего возникает вопрос *о характеристике современной рождаемости и смертности* с точки зрения тех изменений, какие может внести

эта рождаемость и смертность в современную численность и структуру населения.

Общеизвестны те недостатки, какие свойственны обычным коэффициентам рождаемости и смертности, если их рассматривать как факторы этих изменений. Общеизвестен также ряд способов, которые позволяют значительно лучше приблизиться к основной цели. В случае изолированного изучения смертности наилучшие результаты достигаются методом таблиц смертности. Однако совершенно очевидно, что одна и та же таблица смертности, т. е. порядок вымирания, в условиях различной плодовитости может послужить фактором совершенно различных изменений в структуре и численности населения. Но рождаемость и смертность не могут рассматриваться сами по себе, вне времени и пространства. Суждения о тех изменениях в населении, какие они могут внести, приобретают определенность только тогда, когда измеренная смертность (повозрастная) и плодовитость (повозрастная) прилагаются к конкретному населению с конкретной возрастно-половой структурой. Отсюда вытекает основная задача перспективного изучения населения — дать характеристику современной рождаемости и смертности на фоне той возрастно-половой структуры населения, какая сложилась в результате всей прошлой демографической истории страны.

К решению этой задачи можно идти двумя путями. Прежде всего можно задаться требованием построения таких сводных показателей, которые, включив в себя данные о современной смертности, рождаемости и возрастно-половой структуре, в результате дали бы характеристику тех тенденций, к каким будут стремиться численность и структура населения при всех заданных условиях.

При решении этой задачи для большей определенности ее постановки нередко вопрос ставится лишь о тех *предельных* условиях, какие должны наступить в результате весьма длительного существования неизменными всех исходных данных. В этом случае исследователь-демограф сознательно абстрагируется от тех конкретных изменений в основных условиях задачи, какие действительно могут наступить во времени (изменение смертности, плодовитости), и ставит вопрос аналогично математику, определяющему направление кривой в некоторой

точке (посредством определения направления касательной в этой точке), или физику, определяющему направление криволинейного движения в некоторой точке криволинейного пути.

По этому первому пути в настоящее время направлены исследования ряда авторов — назовем в первую очередь исследования А. Лотки (A. Lotka), далее Кучинского, Бонза, Хилбурга, Мизеса (Kuczynski, Bonz, Hilburg, Mises) и др.

Вопрос, однако, может ставиться и иным образом: можно не задаваться задачей определения предельных условий и стремиться лишь к тому, чтобы охарактеризовать исходную рождаемость и смертность (опять-таки на фоне современной возрастно-половой структуры) с точки зрения ее изменений в *ближайшие* следующие годы и десятилетия и притом так, чтобы получить конкретные сведения в этом направлении для каждого из следующих годов.

Поставленная таким образом задача решается путем прямых исчислений перспективного возрастного состава на основе исходной таблицы смертности и исходной шкалы повозрастной плодовитости.

Задача при этом остается та же: дать характеристику современной рождаемости и смертности на фоне современной возрастной структуры с точки зрения тех изменений, какие эти исходные условия должны создать в перспективе.

Если рассматривать перспективные исчисления (произведенные на основе неизменяющейся в перспективе повозрастной плодовитости и смертности) с этой точки зрения, то задача перспективных расчетов приобретает характер некоторой научной абстракции и может получить некоторую познавательную ценность.

Между тем часть зарубежных авторов придает этим исчислениям совершенно иной смысл. Исследователи видят в своих расчетах прямые предсказания или предвидения тех фактических изменений, какие должны наступить в последующие годы.

Нечего и говорить о том, насколько неприемлемой является для нас подобная концепция перспективных расчетов. Тот постулат неизменности во времени повозрастной плодовитости и смертности, который кладется обычно в основу всех этих построений, с нашей точки

зрения оказывается лишенным всякого научного смысла. Не только у нас в Советском Союзе, где подобное предположение должно звучать просто нелепостью (и с точки зрения конкретных статистических данных не оправдывается даже и приблизительно), но в равной мере и в зарубежных странах гипотеза неизменной во времени плодовитости и смертности не выдерживает критики ни с точки зрения истории, ни с точки зрения элементарного экономического анализа факторов, влияющих на рождаемость и смертность. Достаточно беглого взгляда на коэффициенты рождаемости большей части западноевропейских стран за последние годы, чтобы убедиться в неприемлемости всех и всяких предположений о стабильности.

При этом тот факт, что некоторые исследователи в основу своих построений кладут не стабильность плодовитости, а известное изменение ее (или смертности) во времени, не может изменить принципиально отрицательного взгляда на ценность таких построений с точки зрения «предвидений» конкретных будущих сдвигов. Дело в том, что все «изменения» во времени, если такие и предполагаются в исследованиях западноевропейских авторов, вводятся чисто формально, вполне механически (например, путем продолжения во времени наметившейся за последние годы тенденции к понижению рождаемости и т. п.) без анализа причин, породивших и могущих породить в будущем эти изменения. Нечего и говорить, наконец, о том, что попыток дифференцирования построенных исчислений, отражающих классово-дифференцированную структуру общества, нельзя найти в зарубежной литературе, посвященной перспективным расчетам населения.

Нужно отметить, что и в западноевропейской литературе в настоящее время появился ряд серьезных возражений против концепции задачи перспективных расчетов, как задачи демографического предвидения; в некоторых случаях возражения идут по линии крайнего ограничения сроков, на какие возможны такие «предсказания», в других — за перспективными расчетами вообще отрицается практическая ценность.

Присоединяясь к последней точке зрения и отрицая за исключениями, произведенными на базе стабильности смертности и плодовитости, всякую ценность в смысле

демографических предсказаний конкретных изменений численности и возрастно-половой структуры, мы считаем возможным рассматривать эти исчисления лишь как своеобразную научную абстракцию, имеющую целью охарактеризовать современную моменту исследования рождаемость и смертность. С этой точки зрения такие исчисления могут представлять некоторый интерес, приобретая концепцию некоторой специальной формы показателей, характеризующих смертность и плодовитость населения (разумеется, плодовитость и смертность, современную моменту исследования).

Из сказанного, однако, вовсе не следует, что перспективные расчеты населения вообще не могут иметь практической плановой ценности. Наоборот, мы считаем, что в Советском Союзе плановые расчеты (на небольшие промежутки времени) должны являться и являются одной из составных частей общего народнохозяйственного плана. Однако эти расчеты должны вестись на совершенно иных основах. Предпосылками таких расчетов должны служить те потребности в численностях определенных контингентов населения, какие вытекают из общего народнохозяйственного плана, и те неизбежные изменения в повозрастной смертности и плодовитости, какие (в пределах известных амплитуд) можно рассчитать на основе конкретного содержания плана в областях здравоохранения, культуры, быта, экономического уровня и т. п.

В дальнейшем приводится краткий обзор западноевропейских и американских попыток исчислений населения. Технически при этих исчислениях исходят из данных последней переписи о распределении населения по полу и возрасту и данных о повозрастной смертности, представленной в виде таблицы смертности, причем пользуются величинами L_x таблицы (возрастной группировкой стационарного населения). Имея число лиц в возрасте x лет на 1 января календарного года t, для получения чисел лиц в возрасте $x+1$, $x+2$ ..., $x+n$ лет на 1 января следующих календарных лет $t+1$, $t+2$, ..., $t+n$ обычно делят число лиц в возрасте x лет на L_x и последовательно умножают полученное частное a на L_{x+1}, L_{x+2}, ..., L_{x+n}. На Украине, например, по переписи 17 декабря 1926 г., данные которой можно принять соответствующими данным на 1 января 1927 г., число мальчиков

в возрасте 7 лет составляло 302 632. По таблице смертности для Украины[1] L_7 для мужского пола = 72 870

$$a = \frac{302632}{72870} = 4{,}15304.$$

Таблица 2

Возраст	L_x	Число лиц мужского пола на 1/I 1927 г.	a	Число лиц мужского пола на 1 января				
				1928 г.	1929 г.	1930 г.	1931 г.	и т. д.
7—8	72 870	302 632	4,15304	—	—	—	—	
8—9	72 362	—	—	300 522	—	—	—	
9—10	71 933	—	—	—	298 741	—	—	
10—11	71 578	—	—	—	—	297 266	—	
11—12	71 301	—	—	—	—	—	296 116	
и т. д.								

Умножая 4,15304 последовательно на 72 362, 71 933 и т. д., получаем число мальчиков 8 лет на 1 января 1928 г. = 300 522, число мальчиков 9 лет на 1 января 1929 г. = 298 741 и т. д.

Для получения на следующие за годом переписи календарные годы младших возрастных групп (0—1 год, 1—2 года и т. д.) необходимы числа рождений. Для перспективного определения чисел родившихся обыкновенно основываются на повозрастных коэффициентах плодовитости. Эти повозрастные коэффициенты умножают на числа женщин, распределенных по тем же возрастным группам, произведения суммируют и полученную сумму делят на 1000 или на 100. Там, где после переписных лет имеются фактические данные о родившихся, естественно, пользуются фактическими данными. После получения тем или иным путем чисел рождений число родившихся в календарном году t последовательно умножают на L_0, L_1 ... и получают числа населения в возрасте 0—1 года для начала календарного года $t+1$, в возрасте 1—2 лет для календарного года $t+2$ и т. д. На

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР, 1926—1927. Таблицы смертности. М.—Л., Планхозгиз, 1930.

Украине, например число родившихся мальчиков в 1927 г. составляло 609 276. Дальнейший ход вычислений виден из табл. 3.

Таблица 3

Возраст	L_x	Число родившихся мальчиков в 1927 г.	Число мальчиков на 1 января					
			1928 г.	1929 г.	1930 г.	1931 г.	1932 г.	и т. д.
0—1	88 947	609 276	542 333	—	—	—	—	
1—2	81 704	—	—	498 171	—	—	—	
2—3	78 616	—	—	—	479 342	—	—	
3—4	76 665	—	—	—	—	467 446	—	
4—5	75 323	—	—	—	—	—	459 264	
и т. д.								

Для примера, но отнюдь не для «предсказаний», в следующей табл. 4 приводятся произведенные нами исчисления перспективных изменений возрастного состава населения СССР. Так как эти изменения в первую очередь связаны с военным падением рождаемости за 6-летие (1915—1920 гг.), то в целях большей наглядности перемещений этого переходящего дефицита данные приводятся по шестилетиям и шестилетним возрастным группам.

Следует иметь в виду, что при всех возможных изменениях рождаемости и смертности общий характер этих «перемещений» должен неизбежно сохраниться.

Исчисления исходят из выравненных чисел населения СССР по переписи 1926 г. и таблицы смертности для европейской части СССР. Ввиду отсутствия всесоюзных данных о распределении родившихся по возрасту матери всесоюзные возрастные коэффициенты плодовитости были исчислены по имевшимся материалам за 1926—1927 гг. для Украины и б. Ленинградской губернии и за 1928 г. для европейской части РСФСР.

Исчисленные по этим данным коэффициенты были пропорционально несколько изменены так, чтобы определенное на основании их среднее число родившихся во всем Советском Союзе за примыкающие к переписи (1926 г.) годы, отнесенное к общему количеству насе-

ления СССР, давало в результате общий коэффициент рождаемости на 4% ниже коэффициента рождаемости в европейской части СССР (в 1926—1927 гг. коэффициент этот составлял 43,6 на 1000 населения). Это соответствует тому отношению, которое имелось в довоенные годы между высотой рождаемости в Европейской России и во всей России (100 : 96).

Построенные для СССР возрастные коэффициенты плодовитости за 1926—1927 гг. представляются в следующем виде:

Возраст	Число родившихся от матерей данного возраста на 1000 женщин этого возраста
15	0,2
16	1,2
17	10,6
18	50,6
19	128,3
20—24	259,4
25—29	269,0
30—34	224,5
35—39	171,6
40—44	90,8
45—49	23,0
Всего 15—49 лет	159,1

Определенное на основании этих коэффициентов среднее число родившихся в СССР в 1926—1927 гг. составляет 6 143 тысячи и общий коэффициент рождаемости 41,8 на 1000 населения.

Для распределения родившихся по полу бралось обычное соотношение 106 мальчиков на 100 девочек (см. табл. 4).

Резко преуменьшенная в результате военного падения рождаемости возрастная группа, находящаяся на 1 января 1927 г. в возрасте 6—11 лет, в 1933 г. переходит в возрастные границы 12—17 лет; в 1939 г. эта дефицитная группа состоит в возрасте 18—23 лет, в 1945 г. — в возрасте 24—29 лет и в 1951 г. — в возрасте 30—35 лет. Перемещения этой, хотя и включающей в себя небольшое число возрастов, но значительно уменьшенной в своей численности, группы существенно отражаются и на динамике массивных возрастных групп, в частности, всей группы рабочего возраста 16—59 лет.

III

Перспективные исчисления населения за границей, как было указано выше, производились и в довоенное время, но ограничивались обыкновенно общей численностью населения, не касаясь изменений возрастного состава[1].

Таблица 4. НАСЕЛЕНИЕ СССР НА 1 ЯНВАРЯ (в тыс.)

Возраст	Мужской пол					Женский пол				
	1927 г.	1933 г.	1939 г.	1945 г.	1951 г.	1927 г.	1933 г.	1939 г.	1945 г.	1951 г.
0—5	12 910	15 585	17 718	18 374	20 010	12 636	15 299	17 393	18 038	19 642
6—11	8 684	11 665	14 131	16 081	16 671	8 602	11 510	13 950	15 899	16 483
12—17	10 983	8 508	11 428	13 823	15 758	11 344	8 435	11 286	13 683	15 596
18—23	8 790	10 710	8 294	11 145	13 479	9 249	11 082	8 240	11 028	13 371
24—29	6 860	8 477	10 329	7 998	10 748	7 872	8 955	10 731	7 979	10 678
30—35	4 973	6 597	8 153	9 933	7 692	5 509	7 593	8 635	10 349	7 695
36—41	4 516	4 748	6 299	7 782	9 483	5 060	5 292	7 234	8 296	9 939
42—47	3 674	4 243	4 462	5 920	7 314	3 858	4 833	5 056	6 965	7 924
48—53	2 926	3 367	3 889	4 091	5 426	3 452	3 689	4 584	4 794	6 605
54—59	2 358	2 580	2 972	3 431	3 612	2 881	3 207	3 400	4 259	4 458
60—65	1 922	1 992	2 182	2 511	2 897	3 384	2 577	2 872	3 042	3 814
66—71	1 285	1 484	1 539	1 688	1 941	1 598	1 981	2 137	2 384	2 527
72—77	678	857	985	1 021	1 123	899	1 162	1 439	1 550	1 732
78—83	275	373	473	542	561	388	555	718	887	951
84 и выше	159	151	190	243	283	214	236	323	424	531
Неизвестен	50	—	—	—	—	39	—	—	—	—
Итого А*	—	15 585	31 849	48 278	65 918	—	15 299	31 343	47 620	65 092
Итого Б**	71 013	65 752	61 195	56 305	51 080	75 985	71 077	66 715	61 957	56 854
Всего	71 043	81 337	93 044	104 583	116 998	75 985	86 376	98 058	109 577	121 946

* А— Сумма дожизших из поколений послепереписных лет.
** Б— Сумма дожизших из населения по переписи 1926 г.

Исчисления эти производились путем простой экстраполяции обычно по данным о приросте населения за время

[1] У нас вопрос о вычислении некоторых возрастных групп на будущее время ставился академиком В. Я. Буняковским. См. его работу «О вероятной численности контингентов русской армии в 1883, 1884 и 1885 гг.». Приложение к XXV тому Записок Академии наук, СПб., 1875.

между двумя последними переписями. В дальнейшем делались попытки исчисления будущего населения, принимая рост его изменчивым и пользуясь специально выведенными математическими формулами.

За последние годы для описания роста населения приобрела известность «логистическая кривая», выведенная еще в 40-х годах XIX в. бельгийским математиком Верхалемом и недавно вновь открытая, по-видимому, независимо от него, и предложенная как некий «закон» роста населения американскими авторами Пирлом (Pearl) и Ридом (Reed)[1]. Обычно пользуются уравнением вида:

$$y = d + \frac{k}{1 + e^{a+bx}},$$

где x — время в годах, y — население, k — расстояние между асимптотами кривой, d — расстояние нижней асимптоты от оси X, a и b — постоянные, e — основание натуральных логарифмов.

Логистическая функция является во многих случаях вполне пригодной для интерполяции в целях получения промежуточных величин для отдельных календарных лет между переписями населения, но для перспективных расчетов так же мало пригодна, как и простая экстраполяция, представляя в сущности новую механическую попытку формулировки абстрактного закона развития человеческого населения по аналогии с размножением растений и животных.

У нас логистическая кривая была применена Г. Ф. Гаузе к описанию роста населения Ленинграда и европейской части СССР[2].

В Германии Центральным статистическим управлением произведены две большие работы о вероятном будущем развитии населения. Исходным пунктом служило население, исчисленное на 1 января 1925 г. по данным переписи 8 октября 1919 г., и движения населения за 1920—1924 гг. Повозрастная смертность принята постоянной и соответствующей смертности периода 1921—1923 гг.

[1] R. Pearl and L. Reed. On the rate of growth of population of the United States since 1790 and its mathematical representation. Proc. Nat. Ac Sc., 1920, 6. — R. Pearl. Studies in human biology. Baltimore, 1924. — R. Pearl. The biology of population growth, N. Y., 1925.

[2] Г. Ф. Гаузе. Логистические кривые роста населения Ленинграда и СССР. Доклады Академии наук СССР, 1930, № 25.

В отношении будущей рождаемости предположены три варианта: 1) ежегодное абсолютное число рождений является постоянным и равным числу родившихся в 1923 г.; 2) повозрастные коэффициенты брачной плодовитости по 5-летним возрастным группам остаются постоянными и соответствующими коэффициентам 1924—1925 гг.; 3) коэффициенты брачной плодовитости понижаются до 1954—1955 гг. в замедляющемся темпе по параболе 3-го порядка, а затем не меняются. Относительно родившихся вне брака для 2-го и 3-го вариантов принято, что ежегодное абсолютное число внебрачно родившихся остается постоянным.

Так как повсеместной регистрации родившихся по возрасту матери в Германии не существует, то для построения коэффициентов брачной плодовитости использованы имевшиеся материалы для Саксонии за 1912—1913 гг.

Численность населения Германии при указанных предпосылках представляется в следующем виде:

НАСЕЛЕНИЕ (в тыс.)

На 1 января	1-й вариант	2-й вариант	3-й вариант
1930 г.	64 319	64 482	64 225
1935 г.	66 063	66 802	65 791
1945 г.	68 653	70 523	67 359
1955 г.	70 132	73 029	67 174
1965 г.	70 677	75 184	66 007
1975 г.	70 381	76 904	63 676

Вторая работа германского Статистического управления[1] исходит из численности и состава населения по переписи 16 июня 1925 г.

Исчисления по однолетним возрастным группам доведены до 2000 г., при этом до 1950 г. они приведены для каждого календарного года, а в дальнейшем через каждые 5 лет. Повозрастная смертность принята для всего периода времени постоянной и соответствующей доживаемости до отдельных возрастов по германской таблице смертности 1924—1926 гг. В отношении будущей рождаемости приняты два варианта.

[1] Ausblick auf die zukünftige Bevölkerungsentwicklung im Deutschen Reich. Statistik des Deutschen, Reichs, Bd. 401, II, Berlin, 1930.

Первый вариант исходит из абсолютных чисел родившихся: ежегодное абсолютное число родившихся принимается все время одинаковым и соответствующим числу родившихся в 1927 г. (1160 тыс.); второй вариант основывается на коэффициентах плодовитости, причем брачная и внебрачная плодовитость постепенно понижаются до 1955 г. по сравнению с 1927 г. на 25%, а затем величины плодовитости не меняются. Для брачной плодовитости исчисления ведутся по повозрастным коэффициентам по 5-летним возрастным группам, а для внебрачной взяты лишь суммарные коэффициенты, причем возрастные пределы и для брачной и для внебрачной плодовитости женщин приняты 15—45 лет вместо обычно принимаемых 15—50 лет. Ввиду отсутствия в Германии регистрации родившихся по возрасту матери, для исчисления повозрастных коэффициентов плодовитости были использованы имевшиеся в этом отношении данные для Саксонии, Гессена и Ольденбурга за 1924—1926 гг.

Общая численность населения Германии (в тысячах) по указанным 2 вариантам исчисления изменяется следующим образом:

Перепись	1-й вариант	2-й вариант
16 июня 1925 г.	62 411	62 411
1927 г.	63 187	63 187
1930 г.	64 337	64 365
1935 г.	65 999	66 133
1940 г.	67 343	67 299
1945 г.	68 370	67 702
1950 г.	69 098	67 506
1955 г.	69 546	66 799
1960 г.	69 750	65 694
1965 г.	69 730	64 213
1970 г.	69 486	62 337
1980 г.	68 450	57 551
1990 г.	67 287	52 093
2000 г.	66 746	46 891

Население Германии при условиях неменяющейся смертности и неменяющихся абсолютных чисел родившихся будет медленно расти до 1960 г., а затем медленно уменьшаться, снижаясь с 69 750 тыс. в 1960 г. до 66 746 тыс. к 2000 г. При условиях же неизменной смертности и понижающихся коэффициентов плодовитости уменьшение населения должно начаться уже с 1945 г. и идти ускоряющимся темпом, причем население снизится к

20000 г. до 46 891 тыс. против 67 702 тыс. в 1945 г. Весьма резким изменениям должен подвергнуться возрастной состав населения в смысле уменьшения детских возрастных групп и возрастания группы старческого возраста.

Таблица 5

Процент населения в возрасте	По 1-му варианту		По 2-му варианту	
	1925 г.	2000 г.	1925 г.	2000 г.
0—14 лет	25,75	22,70	25,75	16,25
15—64 лет	68,49	65,67	68,49	67,05
65 лет и выше	5,76	11,63	5,76	15,70
	100,00	100,00	100,00	100,00

Франция. Имеются две большие работы А. Сови (A. Sauvy). В первой работе[1] исчисления доходят до 1956 г. и приведены для каждого календарного года по 5-летним возрастным группам. Исходным пунктом служит численность и возрастной состав населения по переписи 6 марта 1921 г. Смертность принята постоянной и соответствующей французской таблице смертности 1920—1923 гг.; для определения чисел родившихся взяты повозрастные коэффициенты общей плодовитости для периода 1920—1924 гг., несколько сниженные соответственно фактическому числу родившихся в 1927 г., а в дальнейшем принятые неменяющимися. При этих условиях население Франции должно медленно расти до 1935 г. и затем начать уменьшаться.

НАСЕЛЕНИЕ ФРАНЦИИ (в тыс.)

На 1 января		На 1 января	
1921 г.	38 909	1940 г.	39 439
1927 г.	39 397	1945 г.	39 007
1930 г.	39 509	1950 г.	38 528
1935 г.	39 606	1955 г.	38 103

В своей второй работе[2] А. Сови доводит вычисления

[1] A. Sauvy. La population française jusqu'en 1956. Essai de prévision démographique. Journ. de la Soc. de Statistique de Paris, 1928, № 12, 1929, № 1.

[2] A. Sauvy. Calculs démographiques sur la population française jusqu'en 1980. Journ de la Soc. de Statistique de Paris, 1932, № 7—9.

до 1980 г. и притом в двух вариантах. В обоих вариантах повозрастная смертность принята понижающейся таким образом, чтобы наблюденная фактическая смертность в возрасте до 1 года и в возрастах от 1 до 59 лет в 1928—1930 гг., падая в дальнейшем в геометрической прогрессии, в 1961 г. понизилась: первая на 50% и вторая на 20%, оставаясь в дальнейшем постоянной. Для возрастов 60 лет и выше коэффициенты смертности предположены неменяющимися. В отношении рождаемости при одном варианте повозрастные коэффициенты общей плодовитости, исчисленные для 1925—1927 гг. для всей Франции, несколько снижены соответственно фактическому среднему числу родившихся в 1929—1930 гг., а в дальнейшем приняты постоянными; при другом варианте повозрастные коэффициенты плодовитости приняты равными коэффициентам в Париже и Сенском департаменте в 1925—1927 гг. и неменяющимися. Рождаемость и плодовитость в Париже, как известно, значительно ниже общефранцузских величин.

Развитие населения Франции по указанным двум вариантам представляется в следующем виде:

НАСЕЛЕНИЕ ФРАНЦИИ (в тыс.)

На 1 января	1-й вариант	2-й вариант
1930 г.	40 735	40 735
1935 г.	40 966	40 230
1940 г.	40 926	39 320
1945 г.	40 654	38 277
1950 г.	40 404	37 282
1955 г.	40 232	36 255
1960 г.	40 114	35 077
1965 г.	39 965	33 727
1970 г.	39 689	32 227
1975 г.	39 307	30 640
1980 г.	38 905	29 013

Приведенные данные указывают, что при существующих условиях плодовитости население Франции, несмотря на понижение смертности, в дальнейшем неизбежно обречено на прогрессирующее уменьшение. Процент стариков выше 60 лет среди французского населения крайне высокий и в настоящее время (14,2%) при вышеприведенном 1-м варианте должен возрасти до 16,2, а при 2-м — до 21,6. Построения Сови показывают вместе с

тем, что при современных французских величинах повозрастной плодовитости для сохранения в дальнейшем современной общей численности населения необходимо или понижение смертности во всех возрастах в два раза, или же повышение повозрастных коэффициентов плодовитости не менее чем на 10%; в случае же понижения плодовитости хотя бы на 10% сохранение современной численности населения является невозможным при любом понижении смертности.

Для Италии опубликовано большое исследование о будущем развитии итальянского населения, принадлежащее К. Джини (C. Gini), Б. де Финетти (B. de Finetti)[1]. Исчисления исходят из возрастного состава и численности населения Италии по переписи 1 декабря 1921 г. и доведены до 1961 г., причем результаты исчислений даются по однолетним возрастным группам для 1931, 1941, 1951 и 1961 гг. Вычисления произведены в 3 вариантах: 1) повозрастная плодовитость и повозрастная смертность (по итальянской таблице смертности 1921—1925 гг.) остаются все время неизменными; 2) повозрастная плодовитость понижается, смертность не изменяется: 3) повозрастная плодовитость и смертность понижаются.

В качестве дополнительного варианта произведены исчисления с учетом миграции, причем перевес числа эмигрантов над иммигрантами принят для всех лет равным перевесу в 1928—1929 гг.

Ввиду отсутствия в Италии регистрации родившихся по возрасту матери и невозможности прямого определения величин повозрастной плодовитости был применен такой способ. Повозрастные коэффициенты брачной плодовитости построены, исходя из известной эмпирической формулы Тейма, согласно которой процент родящих в течение года замужних женщин данного возраста по отношению ко всем замужним данного возраста изменяется пропорционально разности между данным возрастом и возрастом 50 лет. Соответственно этой формуле брачные дети, родившиеся в 1922 г., были распределены по возрасту матери по формуле:

$$n_h = k a_h (50 - t_h),$$

[1] C. Gini e B. de Finetti. Calcoli sullo sviluppo futuro della popolazion italiana. Annali di Statistica, ser. VI, vol. X, Roma, 1931.

где n_h — число родившихся от матерей возраста h;
a_h — число замужних женщин данного возраста по переписи 1921 г.;
t_h — их возраст;
k — коэффициент, определенный при условии, что вычисленное общее число родившихся в браке детей равнялось действительному числу:

$$k=\frac{n}{a(50-\tau)},$$

где n — число родившихся в 1922 г.;
a — общее число замужних женщин производительного возраста (15—50 лет) по переписи 1921 г.;
τ — их средний возраст.

Для повозрастных коэффициентов внебрачной плодовитости были приняты соотношения этих коэффициентов в Австралии в 1907—1914 гг., сами же коэффициенты пропорционально изменены с тем, чтобы вычисленное на основании их число родившихся вне брака детей совпало с фактическим числом родившихся вне брака в Италии в 1922 г.

На основании полученных таким образом чисел брачных и внебрачных рождений, распределенных по возрасту матери, были построены повозрастные, по 5-летним возрастным группам, коэффициенты общей плодовитости для 1922 г., которые для 1-го варианта приняты постоянными на весь период перспективного исчисления (до 1961 г.).

Для двух других вариантов, с понижающейся плодовитостью, фактические числа родившихся в 1923—1928 гг. были сопоставлены с исчисленными на основании вышеуказанных повозрастных коэффициентов общей плодовитости для 1922 г. и получен ряд показателей, указывающих на понижение плодовитости за этот период времени, — фактические числа родившихся все более отдаляются от вычисленных в сторону уменьшения. Полученный ряд показателей для 1923—1928 гг. был графически экстраполирован до 1948 г., и числа родившихся, полученные на основании повозрастных коэффициентов плодовитости 1922 г. для 1929—1948 гг., были уменьшены соответственно этим показателям снижения. Для 1949—1961 гг. показатель 1948 г. принят постоянным.

Для варианта исчисления с понижающейся смертностью было принято, что фактически наблюденное понижение повозрастных коэффициентов смертности за период 1921—1926 гг. будет продолжаться замедляющимся в геометрической прогрессии темпом с тем, чтобы коэффициенты понизились в пределе до уровня исключительно низких коэффициентов смертности в Новой Зеландии в 1927 г.

Общая численность населения Италии на основе трех вышеуказанных предпосылок должна изменяться следующим образом (в тысячах):

	1-й вариант	2-й вариант	3-й вариант
Перепись 1921 г.	38 944	33 944	38 944
На 1 января 1931 г.	44 265	42 893	43 554
" " 1941 г.	50 408	45 956	47 708
" " 1951 г.	56 154	47 979	51 603
" " 1961 г.	62 963	49 711	55 571

Те же варианты с введением в учет предположительных миграций имеют такой вид:

	1-й вариант	2-й вариант	3-й вариант
1931 г.	43 253	41 880	42 541
1941 г.	48 892	44 441	46 192
1951 г.	54 184	46 010	49 633
1961 г.	60 589	47 337	53 197

Великобритания. Для Великобритании, т. е. Англии и Уэльса вместе с Шотландией, имеются перспективные построения А. Л. Боули (A. L. Bowley)[1], доходящие до 2011 г. Исходным пунктом служит численность и возрастной состав населения Великобритании по переписи 19 июня 1921 г.

Повозрастная смертность принята для всего периода времени постоянной и соответствующей довоенной английской таблице смертности 1910—1912 гг. Постоянным для всего периода принято и ежегодное абсолютное число родившихся.

Население Великобритании при этих условиях изменяется следующим образом (в тысячах):

[1] The Economic Journal, June, 1924.

1921 г.	42 766
1931 г.	45 281
1941 г.	47 282
1951 г.	48 277
1971 г.	48 859

Для Англии и Уэльса кроме исчислений Боули построения произведены М. Гринвудом (M. Greenwood)[1].

Исходный момент — перепись 1921 г. Повозрастная смертность по таблице смертности 1920—1922 гг. принята понижающейся с 1921 до 1927 гг., соответственно понижению по таблицам смертности от периода 1901—1910 до 1910—1912 гг. С 1927 г. смертность принята постоянной.

Для исчисления родившихся взяты абсолютные числа, экстраполированные по логарифмической кривой соответственно числам родившихся в 1903—1914 и в 1921—1923 гг. Исчисления возрастного состава по 5-летним возрастным группам произведены только для 1931 и 1941 гг.

Перспективные исчисления населения США, произведенные П. К. Уэлптоном (P. K. Whelpton)[2], доходят до 2000 г. Исходный момент — перепись 1 января 1920 г. Смертность принята понижающейся до уровня новозеландской таблицы смертности 1922 г.

Родившиеся исчислены по повозрастным коэффициентам общей плодовитости, которые приняты понижающимися соответственно понижению с 1905—1909 к 1925—1929 гг. В учет введена и иммиграция, причем ежегодное число иммигрантов принято равным 200 000.

При указанных предпосылках рост населения США представляется в следующем виде (в тысячах):

На 1 января

1920 г.	106 290
1930 г.	123 600*
1940 г.	138 250
1950 г.	151 620
1960 г.	162 670
1970 г.	171 460

* В действительности по переписи 1 апреля 1930 г. население США составляло 122 775.

[1] M. Greenwood. The growth of population in England and Wales. Metron, vol. V, № 2, 1925.

[2] P. K. Whelpton. Population of the United States, 1925 to 1975. The American Journal of Sociology, vol. YIII, 1928.

В Дании перспективные исчисления населения произведены А. Иенсеном (A. Jensen)[1] и доходят до 2011 г. Исходный момент — перепись 1 февраля 1921 г.

Принято три варианта: 1) повозрастная смертность постоянная соответственно датской таблице смертности 1921—1925 гг.; повозрастные коэффициенты общей плодовитости постоянные соответственно коэффициентам 1926—1929 гг.; 2) смертность и плодовитость — как в первом варианте; в учет введены исчисления относительно заграничных миграций, причем принят постоянный перевес эмигрантов соответственно данным за 1921—1925 гг.; 3) смертность и миграции — как во 2-м варианте, для рождаемости принято неизменное абсолютное число родившихся, равное среднему за 1927—1929 гг. (67 500).

Произведенные С. Викселлем (Wickxll) построения для Швеции[2] отличаются обилием вариантов и весьма длительным периодом времени, для которого сделаны перспективные исчисления,— по одному из вариантов они доходят до 2150 г. Всего С. Викселлем принято 5 вариантов, причем все вычисления произведены без разделения населения по полу. Исходным моментом для всех вариантов является перепись 31 декабря 1920 г.

1-й вариант — перспективные исчисления произведены до 2025 г., смертность постоянная соответственно шведской таблице смертности 1911—1915 гг., для родившихся постоянное ежегодное абсолютное число родившихся 100 000; 2) исчисления до 2055 г., смертность, понижающаяся до величины средней продолжительности жизни, — 69,5 лет, абсолютные числа родившихся постепенно понижаются до 86 000 ежегодно к 1970 г.; 3) исчисления до 2100 г., смертность, как во 2-м варианте, рождаемость, исчисленная отношением чисел родившихся на 1000 лиц обоего пола в возрасте 20—50 лет, постепенно понижается к 1950 г. до 30; 4) исчисления до 2150 г., смертность, как во втором варианте, рождаемость, характеризуемая указанным при 3-м варианте отношением, понижается к 1950 г. до 37,9; 5) исчисления до 2100 г., смертность, как во втором варианте, указанный выше показатель рождаемости принят постоянным и равным 45.

[1] Доклад на сессии Международного статистического института в Токио, 1930.

[2] Ekonomisk Tidskrift, 1926, N 4—5.

Для Австрии австрийским Статистическим управлением произведены перспективные исчисления населения[1] в возрастных пределах 14—70 лет по 5-летним возрастным группам до 1940 г. Исходным моментом служит возрастной состав населения по переписи 7 марта 1923 г.

Из приведенного обзора произведенных в отдельных странах перспективных построений видно, что все авторы ограничиваются исчислениями населения для всей страны в целом, не касаясь отдельных территориальных подразделений страны. При отсутствии каких-либо плановых предположений о размещении населения и отсутствии в большинстве стран прямых текущих сведений о миграциях внутри страны, кроме косвенных данных переписей о месте рождения, достаточно обоснованные перспективные построения в этом отношении вряд ли возможны.

В большинстве исчислений не учитываются и предположения о заграничных миграциях, т. е. население принимается замкнутым; исключение составляют Соединенные Штаты Америки, Италия и Дания, где в качестве одного из вариантов имеются перспективные построения с учетом заграничных миграций на основе довольно произвольных предположений.

В большинстве стран исчисления производятся в нескольких вариантах, причем обычным вариантом является исчисление на основе существующих в настоящее время величин плодовитости и повозрастной смертности. При других вариантах принимается перспективное понижение рождаемости и смертности или понижение рождаемости при стабильности смертности и т. д. В отношении перспективного понижения смертности в отдельных возрастах принимается или понижение до известного, заранее произвольно определенного уровня, или же экстраполяция величин смертности на основании наблюденных за какой-либо отрезок времени темпов снижения.

Что касается будущих чисел родившихся, то в большинстве стран они исчисляются на основе повозрастных коэффициентов общей плодовитости, принимаемых или стабильными, или изменчивыми. Построения с раздельным учетом брачной и внебрачной плодовитости произведены только в Италии и Германии. В Германии принимались во внимание и перспективные изменения семейного состава населения в связи с изменениями полового состава населения производительного возраста. В некоторых странах (Германия, Швеция, Дания) исчислялись варианты на основе абсолютных чисел родившихся: в английских построениях только этот способ и был применен. Построения на этой основе, кроме технической простоты вычислений, не могут идти в сравнение с вышеприведенными, так как при них не принимается во внимание такой существенный фактор будущей рождаемости, как изменения возрастного состава населения вообще, и женщин производительного возраста в частности, между тем как одной из основных задач перспективных исчислений населения и является выявление будущих изменений возрастно-полового состава населения в его влиянии на будущую рождаемость. Малоинтересным с этой точки зрения является и указанный выше показатель, примененный Викселлем (Wicksell) в Швеции.

Кроме вышеприведенных перспективных построений, произведенных в отдельных странах, имеются построения, произведенные отдельными авторами для ряда стран. А. Л. Боули[1] произвел, по поручению экономико-финансовой секции Лиги Наций, перспективные исчисления количества лиц рабочего возраста (15—70 лет) с распределением по полу и 5-летним возрастным группам для 1931 и 1941 гг. в Германии, Франции, Великобритании, Италии, Соединенных Штатах Америки, Бельгии, Дании, Швеции, Швейцарии, Австралии и Японии. Смертность в этих вычислениях принята постоянной, соответственно повозрастной смертности в 1923—1925 гг. Возможные миграции в расчет не принимались.

Кроме исчислений Боули, германским Статистическим управлением в его вышецитированной работе[2] о будущем развитии населения Германии произведены перспективные исчисления населения по полу и пятилетним возрастным группам для Франции, Великобритании, Италии, Голландии, Швеции, Дании, Норвегии, Польши

[1] Statistisches Handbuch für die Republik Österreich, XII Jahrgang, Wien, 1931.

[1] A. L. Bowley. Estimates of the working population of certain countries in 1931 and 1941, Geneva, 1926.

[2] Statistik der Deutschen Reichs, Bd. 401, II, Berlin, 1930.

и для Украинской ССР. Исчисления даются с 1925 до 1960 г. через каждые 5 лет, исходя из последних послевоенных переписей и новейших таблиц смертности для отдельных стран, принимая смертность постоянной. Для будущих чисел родившихся взяты абсолютные числа родившихся за 1927—1928 гг., принятые в дальнейшем постоянными.

У нас в СССР имеется несколько работ, посвященных перопективным изменениям численности и возрастного состава населения СССР. Академик С. Г. Струмилин[1] рассматривает эти изменения с точки зрения наших трудовых ресурсов, исходя из переписи 1920 г. Академик М. В. Птуха[2] исчислил будущее население и возрастной состав Украины до 1960 г., исходя из переписи 17 декабря 1926 г. Смертность принята постоянной, соответственно украинской таблице смертности 1925—1926 гг. Числа родившихся исчислены по повозрастным коэффициентам общей плодовитости 1929 г., принятым неменяющимися. Для Украины же имеются перспективные вычисления Ю. Корчак-Чепурковского[3] для возрастов 15—70 лет до 1933 г., основанные на переписи 1926 г. и украинской таблице смертности 1925—1926 гг.

Перспективные построения численности и возрастного состава населения РСФСР и СССР производились также Б. Бабыниным[4]. Однако работы этого автора ввиду грубости приемов не имеют интереса.

IV

Как мы уже упоминали выше, задача характеристики современной моменту исследования рождаемости и смертности может найти два пути для своего разрешения.

Если, с одной стороны, целям решения поставленной задачи могут служить перспективные расчеты вероятной численности и возрастного состава населения, то, с другой стороны, можно ставить задачу и о построении некоторых сводных характеристик, какие могли бы самой своей величиной дать известные указания на те тенденции, какие должны создаться в исследуемом населении при условиях дальнейшего существования в населении той смертности и рождаемости, какие наблюдены на момент исследования.

[1] С. Г. Струмилин. Наши трудовые ресурсы и перспективы. М., издание Госплана, 1922.

[2] Доклад на сессии Международного статистического института в Токио, 1930.

[3] Ю. Корчак-Чепурківський. Таблиці доживання і сподіваного життя людности УССР. 1925—1926. Харків, Издание ЦСУ Украины. 1929.

[4] Бюллетень Госплана РСФСР, 1926, декабрь. «Плановое хозяйство», 1928, № 8 и «Статистическое обозрение» за 1929.

Неудовлетворительность в этом отношении наиболее употребительных характеристик — обычных коэффициентов смертности и рождаемости — хорошо известна всякому демографу. Слишком заметное влияние на величину этих коэффициентов некоторых факторов, не имеющих прямого отношения к рождаемости и смертности (в первую очередь присущей данному моменту возрастной структуры населения), лишает их значительной доли научной ценности.

Следуя по пути усовершенствования этих простых коэффициентов, демографическая наука получила ряд методов, служащих целям прежде всего сообщения этим коэффициентам свойств взаимной сопоставляемости и сравнимости во времени и в пространстве. Основной задачей при этом явилось создание таких усовершенствованных характеристик, величина которых не находилась бы в зависимости от случайных аномалий возрастной структуры, наблюдающейся в данный момент.

В исследованиях, посвященных изучению смертности, давно уже имеют употребление так называемые стандартизованные коэффициенты смертности, представляющие собой некоторую взвешенную среднюю из повозрастных коэффициентов смертности. Выбор той или иной шкалы весов при этом, в сущности, зависит от произвола исследователя и меняется от одного исследования к другому. Обычно в качестве такой весовой шкалы — стандарта — избирается то или иное реально существующее население. Известны, однако, случаи и совершенно произвольного подбора стандарта (например, натурального ряда чисел и т. п.). В области изучения рождаемости применение такого рода стандартов является значительно более редким[1]. Основная причина этого — отсутствие в

[1] A. Newsholme and T. Stevenson. The decline of human fertility. Journ, of Royal Stat., Soc., 1906, vol. 69, pt. I.— С. А. Новосельский. О приложении метода Standard population к измерению рождаемости. — «Материалы по статистике Петрограда», вып. 3, 1921.

ряде стран наличия статистических данных о повозрастной плодовитости.

Тем не менее в последнее время значительно расширилась роль стандартизации коэффициентов плодовитости населения в целях главным образом получения однотипных усовершенствованных характеристик смертности и рождаемости, а следовательно, и прироста населения.

Так, французский исследователь Р. Хьюссон в вышедшей недавно работе[1] предлагает для стандартизации брать в качестве нормального стандарта суммарный возрастной состав населения Англии и Уэльса, Германии, Франции, Италии и Швеции по переписям 1910—1913 гг.

Стандартизованные по указанному стандарту коэффициенты рождаемости и смертности при вычитании их один из другого дают стандартизованный же коэффициент естественного прироста. Р. Хьюссон дает этому коэффициенту название «демографического потенциала». Приводим ряд подобных коэффициентов в сопоставлении с обычными коэффициентами.

Таблица 6

	Обычные коэффициенты			Стандартизованные коэффициенты		
	рождаемость	смертность	естественный прирост	рождаемость	смертность	естественный прирост
СССР, 1926—1927 гг. . .	41,8	20,6	21,2	41,1	19,5	21,6
УССР, 1926—1927 гг. .	41,2	17,9	23,3	39,8	17,8	22,0
Дания, 1920—1921 гг. .	23,9	11,6	12,3	23,8	10,8	13,0
Швеция, 1924—1926 гг. .	17,2	11,8	5,4	17,2	9,9	7,3
Германия, 1924—1926 гг.	20,2	11,9	8,3	17,8	12,6	5,2
Англия и Уэльс, 1925—1927гг.	17,6	12,8	4,8	16,4	11,8	4,6
Франция, 1924—1926 гг. .	18,6	17,1	1,5	18,3	14,3	4,0

Возрастная структура, избранная в качестве стандарта, характеризуется меньшим (нежели в СССР) процентом женщин в производительных возрастах (15—49 лет), в особенности же меньшим процентом женщин в возрастах максимальной плодовитости (15—29 лет), что и является причиной снижения коэффициентов рождаемости при стандартизации.

[1] R. Husson. Natalité et accroissement de la population en France et á l'Étranger avant et aprés la guerre. Bull. de la Statistique générale de la France, t. XX, fasc. II, 1931.

Кроме того, в стандарте значительно слабее, нежели в СССР, представлены ранние детские возрасты (0—4 года), характеризующиеся высокой смертностью. Снижение веса этих возрастных групп влечет за собой понижение коэффициента смертности при стандартизации.

Несколько иной путь построения усовершенствованных коэффициентов прироста имеет своей основой понятие стационарного населения, возрастная структура которого складывается единственно лишь как следствие современной повозрастной смертности и элиминирует все иные факторы, создающие особенности возрастной структуры. Опыты применения возрастной структуры стационарного населения для стандартизации коэффициентов рождаемости, смертности, а следовательно, и прироста известны уже сравнительно давно. В последнее время Ландри (Landry)[1], критикуя способ стандартизации, предложенный Хьюссоном, дал примеры построения «исправленных коэффициентов» (taux rectifiés), в которых стандартизованный коэффициент плодовитости исчисляется на основе пятилетних повозрастных коэффициентов плодовитости и повозрастного же распределения стационарного женского населения по таблице смертности. Исчисленное при этом ожидаемое число родившихся при отнесении к числу женщин 15—49 лет в стационарном населении дает «общий» исправленный коэффициент плодовитости. Отнесение того же ожидаемого числа родившихся к общей сумме стационарного населения дает исправленный коэффициент рождаемости. Исправленный коэффициент прироста получается как разность между исправленным коэффициентом рождаемости и коэффициентом смертности стационарного населения.

Для СССР в этом случае получаются следующие показатели:

[1] M. A. Landry. Taux rectifiés de mortalité et de natalité. Journ. de la Soc. de Statistique de Paris, 1931, № 1.

СССР, 1926—1927 гг.

	На 1000 человек		
	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост
Обычные коэффициенты . . .	41,8	20,6	21,2
„Исправленные" коэффициенты	37,9	22,5	15,4

УССР, 1926—1927 гг.

	На 1000 человек		
	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост
Обычные коэффициенты . . .	41,2	17,9	23,3
„Исправленные" коэффициенты	36,0	21,2	14,8

Глубокие различия в возрастной структуре стационарного и действительного населения СССР создают большие различия и в коэффициентах. Весьма высокий (сравнительно) процент лиц пожилых возрастов в стационарном населении влечет за собой повышение коэффициента смертности (стационарного населения), несмотря даже на пониженный вес детских групп в нем. Снижение коэффициента рождаемости является следствием пониженной доли женщин 15—49 лет в стационарном населении.

Одним из следующих шагов по пути усовершенствования сводных характеристик рождаемости и смертности (в смысле построения совокупных показателей воспроизводства населения) являются построения Кучинского[1]. Построения эти сами по себе не являются новыми и применялись еще в 80-х годах прошлого века известным демографом Бэком (Boeckh) в Берлинском Статистическом Бюро, где работал и Кучинский.

В своих построениях он пытается разрешить основной вопрос: достаточна ли наблюденная плодовитость для дальнейшего роста населения, или эта плодовитость обеспечивает лишь стабильность современной численности населения, или, наконец, современная плодовитость должна в дальнейшем привести к постепенному уменьшению общего числа населения.

В целях создания наиболее простых и наглядных показателей Кучинский оперирует лишь с женским населением. При этом автором конструируются показатели двух видов.

[1] R. Kuczynski. The balance of births and deaths, vol. I. Western and Northern Europe. N. Y., 1928; vol. II. Eastern and Southern Europe. The Institute of the Brookings Institutions, Publication № 43, Washington, 1931.

1. Показатель общего воспроизводства населения (gross reproduction rate). Показатель этот представляет собой отношение числа девочек, могущих родиться у некоторого поколения женщин (в течение всей жизни этого поколения и при условии отсутствия какой бы то ни было смертности в среде этого населения вплоть до конца производительного возраста) к численности исходного поколения женщин.

Если повозрастные коэффициенты вычислены в расчете на 1000 женского населения по пятилетним возрастным группам, то технически этот показатель может быть получен как упятеренная сумма всех повозрастных коэффициентов плодовитости, умноженная на отношение числа рождающихся девочек к общей сумме всех родившихся.

Таким образом, показатель этот отражает, во сколько раз увеличивается (или уменьшается) численность последующего женского поколения по сравнению с предыдущим (материнским) в условиях отсутствия смертности в материнском поколении (по крайней мере до конца производительного возраста) и в условиях современной данному моменту повозрастной плодовитости, если эта плодовитость будет господствовать в течение всей жизни материнской генерации.

2. В силу очевидной неприемлемости предположения об отсутствии смертности в материнской генерации Кучинским построен второй показатель — «показатель чистого воспроизводства» (net reproduction rate). При построении этого показателя Кучинский принимает уже в расчет и смертность женского населения. Для получения этого показателя повозрастные коэффициенты плодовитости перемножаются на соответствующие численности стационарного женского населения (по таблице смертности) и после суммирования (и умножения на отношение числа рождающихся девочек к общему числу рождающихся) сопоставляются с исходной численностью материнского поколения (l_0=1000 или 10 000 и т. п.). Эта новая величина показывает, в какой доле 1000 родившихся женщин некоторого материнского поколения замещается численностью родившихся у них девочек (за время всей жизни).

Показатели Кучинского в предпосылках своего построения содержат ряд условностей и с этой точки зрения вызвали в демографической литературе ряд серьезных критических возражений. Наиболее слабым пунктом этих показателей является отсутствие в них (как определяющего фактора) времени, в течение которого последующее поколение замещает собой предыдущее.

Приведем для иллюстрации умноженные на 100 показатели, вычисленные по методу Кучинского для СССР, в сопоставлении с такими же показателями для некоторых других стран (см. табл. 7).

Наиболее интересные и теоретически обоснованные сводные характеристики совокупности условий, заключающихся в современной (моменту исследования) плодовитости и смертности населения, дает построение А. Лотки[1].

Таблица 7

	Показатели общего воспроизводства	Показатели чистого воспроизводства
СССР, 1926—1927 гг.	2,610	1,680
Украина, 1926—1927 гг.	2,509	1,692
Болгария, 1925—1926 гг.	2,220	1,450
Дания, 1921—1925 гг.	1,391	1,192
Финляндия, 1921—1925 гг.	1,533	1,146
Швеция, 1921—1922 гг.	1,346	1,137
Англия и Уэльс, 1921 г.	1,312	1,087
Германия, 1925 г.	1,132	0,937
Франция, 1922—1925 гг.	1,159	0,937

В своих построениях автор, рассматривая замкнутое (не подверженное миграциям) население с постоянной половой пропорцией рождающихся и изучая решения специально построенного для этого случая интегрального уравнения, прежде всего доказывает, что всякое население подобного вида (какой бы возрастной структурой в данный момент оно ни обладало) при длительном существовании неизменного порядка вымирания и неизменной повозрастной плодовитости стремится в пределе принять совершенно определенную возрастную структуру, остающуюся в дальнейшем неизменной, независимо от того, будет ли в дальнейшем численность населения расти, убывать или оставаться неизменяемой.

Такое стабилизировавшееся в конце концов население, в отличие от стационарного населения, Лотка называет стабильным населением. Ввиду того, что структура этого стабильного населения и его коэффициента рождаемости, смертности и прироста целиком определяются имеющейся к моменту исследования повозрастной плодовитостью и порядком вымирания, указанные характеристические элементы стабильного населения и могут быть приняты в качестве «исправленных» характеристик современной совокупности условий рождаемости и смертности с точки зрения тех тенденций, какие несут в себе эти рождаемость и смертность, и с точки зрения тех предельных свойств, какие должно получить исследуемое население после весьма длительного существования в нем данной повозрастной плодовитости и смертности.

С точки зрения Лотки любое конкретное население может получить демографическую характеристику (со стороны тех предельных тенденций роста, какие выявляются в данный момент) при посредстве ряда показателей, из которых основными являются: отношение рождений двух последовательных женских поколений, средняя длительность одного поколения и «предельные» коэффициенты рождаемости, смертности и прироста.

Последовательное изложение построений Лотки потребовало бы значительного расширения рамок настоящей работы. Критическое рассмотрение его теории, а также некоторых иных возможных схем построения «предельных» коэффициентов предположено дать в специальной работе.

Не излагая здесь вовсе подробностей построений указанных выше характеристик, приведем лишь для иллюстрации некоторые основные числовые величины самих характеристик по СССР в целом и по УССР.

[1] См., например, L. J. Dublin and A. J. Lotka. On the true rate of natural increase. Journ. of the Americ. Stat. Association, 1925. September. — A. J. Lotka. Elements of physical biology. 1925 — С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Новые направления в буржуазной науке в вопросах воспроизводства населения. (О перспективах исчисления населения и методах измерения рождаемости и естественного прироста). — «Профилактическая медицина», 1934, № 4, стр. 33—43 (на украинском языке).

	Умноженное на 1000 отношение рождений двух последующих женских поколений (k_0)	Средняя длительность одного поколения (в годах) (T)
СССР в целом (1926—1927 гг.)	1 680	29,57
УССР (1926—1927 гг.)	1 692	29,40

Таблица 8. КОЭФФИЦИЕНТЫ РОЖДАЕМОСТИ, СМЕРТНОСТИ И ЕСТЕСТВЕННОГО ПРИРОСТА (1926—1927 гг.) НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ

Коэффициенты	СССР в целом			УССР		
	рождаемость	смертность	естественный прирост	рождаемость	смертность	естественный прирост
Обычные	41,8	20,6	21,2	41,2	17,9	23,3
«Предельные» (Lotka) .	39,4	21,7	17,7	36,7	18,8	17,9

Любопытно при этом сопоставить «предельные» коэффициенты с теми коэффициентами, какие получаются к 1950—1951 гг. при 25-летнем существовании неизменными плодовитости и порядка вымирания.

КОЭФФИЦИЕНТ ЕСТЕСТВЕННОГО ПРИРОСТА В СССР (НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ)

Годы	Естественный прирост
1926—1927	21,2
1935	22,2
1940	19,5
1945	18,4
1950	18,3
„Предельный" (Lotka)	17,7

Таким образом, коэффициенты прироста как будто бы приближаются постепенно (в условиях неизменного порядка вымирания и постоянства повозрастной плодовитости) к «предельным» коэффициентам Лотки. Заметим, что коэффициенты рождаемости и смертности такого приближения не обнаруживают.

Приведем, наконец, в виде иллюстрации сопоставление возрастной структуры женского населения в действительном населении 1926—1927 гг., в предельном «стабильном» населении, в стационарном населении и в населении 1950—1951 гг. по непосредственным перспективным расчетам.

Таблица 9. ВОЗРАСТНАЯ СТРУКТУРА ЖЕНСКОГО НАСЕЛЕНИЯ СССР (в % к итогу)

Возраст	Население по переписи 1926 г. (выравненные данные)	Население на 1/I 1951 г.	Стабильное население	Стационарное население по таблице смертности 1926–1927 гг.
1	2	3	4	5
0— 4	14,4	14,1	13,68	8,39
5— 9	9,6	11,8	11,70	7,64
10—14	11,5	11,2	10,47	7,49
15—19	11,9	10,5	9,44	7,37
20—24	9,5	8,9	8,46	7,21
25–29	8,6	7,3	7,53	7,01
30—34	6,1	5,2	6,68	6,80
35—39	5,7	6,9	5,92	6,58
40—44	4,7	5,9	5,22	6,34
45—49	4,0	4,8	4,59	6,09
50—54	3,6	3,9	3,99	5,80
55—59	3,2	2,7	3,42	5,44
60—64	2,7	2,4	2,86	4,96
65—69	2,0	1,7	2,27	4,30
70—74	1,3	1,2	1,67	3,44
75—79	0,7	0 8	1,08	2,45
80—84	0,3	0,4	0,62	1,54
85—89	0,1	0,2	0,28	0,75
90—94	0,1	0,1	0,09	0,29
95—99	—	—	0,03	0,11
	100,00	100,00	100,00	100,00

«Стабильное» возрастное распределение оказывается довольно близким (за исключением возрастов, обязанных своим дефицитом военной рождаемости) к перспективно рассчитанной возрастной структуре 1951 г. Значительно более отличается «предельная» возрастная структура женского населения от современной. Крайние резкие отличия (по сравнению со всеми упомя-

нутыми структурами) наблюдаются в структуре стационарного населения с весьма низким процентом детских возрастных групп и очень сильно повышенным процентом лиц пожилых возрастов.

Отметим в заключение любопытное математическое построение Бонза и Хилбурга, имеющее своею целью также подойти к определению «предельных» величин прироста населения. Авторы рассматривают замкнутое население с постоянной половой пропорцией рождающихся и с неизменным порядком вымирания. К указанным условиям присоединяется условие постоянства величины общего коэффициента плодовитости (15—45 лет). Авторы показывают, что в этих условиях отношение числа родившихся в n-м году (от начала отсчета) к n-й же степени некоторой вполне определенной величины (λ) стремится к определенному пределу (постоянному):

$$\lim \frac{L_n}{\lambda^n} = c.$$

Отсюда вытекает, что в условиях длительного существования в населении неизменными данного порядка вымирания и данного коэффициента плодовитости число родившихся (а следовательно, и численность всего населения) либо возрастает, либо убывает в геометрической прогрессии, либо стремится к стационарности, в зависимости от того, является ли величина λ больше единицы, меньше единицы или равна единице.

Величина λ может быть определена как корень уравнения

$$\lambda^{45} = k_w(l_{15}\lambda^{30} + l_{16}\lambda^{29} + \cdots + l_{44}\lambda + l_{45}), \qquad \text{(IV.1)}$$

где k_w есть отношение числа родившихся девочек к числу женщин в возрасте 15—45 лет, а числа l_{15}, l_{16} и т. д.— числа доживающих по таблице смертности женского населения (при $l_0=1$).

Приближенное решение этого уравнения для населения СССР приводит к величине λ, равной (приблизительно) 1,0168.

[1] Bonz und Hilburg. Die voraussichtliche Bevölkerungsentwicklung in Deutschland. Ztschr. f. and Math. u Mech., Bd. 11 H. 3, 1931.

Таким образом, согласно высказанным авторами предположениям, население СССР в пределе должно оказаться растущим с величиной годового прироста около 16,8 на тысячу населения. Величина прироста оказывается при таком построении ниже, чем у Лотки, но довольно близкой к его «предельному» приросту (17,7).

Работа Бонза и Хилбурга вышла из Института прикладной математики при Берлинском университете.

Развивая эти построения, Р. Мизес (директор этого института) в вышедшем недавно исследовании[1] также показывает, что распределение населения по полу и возрасту при условии неизменного порядка вымирания и стабильности общего коэффициента плодовитости, после бесконечно длительного существования неизменными этих условий в пределе соответствует порядку вымирания, а общее количество населения изменяется в геометрической прогрессии с некоторым знаменателем q (соответствующим λ у Бонза и Хилбурга).

Мизес заменяет уравнение (IV.1) приближенным уравнением:

$$q = 1 + 0{,}03\left(\frac{B}{A} - 1\right), \qquad \text{(IV.2)}$$

где q — искомый показатель геометрического роста населения, A — количество женщин в возрасте 15—45 лет, на которое в среднем в году приходится одна родившаяся девочка (величина, обратная k_w), а B определяется (из таблицы смертности женского населения) как сумма (при $l_0=1$):

$$B = \sum_{15}^{45} l_x.$$

Число B, естественно, меньше 30 и притом тем меньше, чем выше смертность женщин в течение первых 45 лет жизни. Применительно к германским условиям Мизес показывает, что по таблице смертности 1880—1881 гг. $B=17{,}7$, согласно данным 1930—1931 гг., $B=25{,}7$. Повышение это отражает общеизвестное пони-

[1] R. Mises. Über die Vorausberechnung von Umfang und Altersschichtung der Bevölkerung Deutschlands. Blätter f. Versicherungs Mathematik, Bd. 2, H. 10, 1933.

жение смертности в Германии. Величина A за этот период также значительно возросла в соответствии с понижением рождаемости. Для периода 1880—1881 гг. $A=12{,}3$, для 1930—1931 гг. $A=33{,}2$. Таким образом, в Германии вместо прежнего соотношения $(A<B)$ в настоящее время стало $A>B$, что ведет к знаменателю прогрессии, меньшему единицы (асимптотическому убыванию населения). Знаменатель q для 1880—1881 гг. равен 1,013, а для 1930—1931 гг. составляет уже 0,9932. Для раннего периода, таким образом, определяется асимптотическое увеличение населения на 13‰ ежегодно, а для позднего периода — асимптотическая убыль на 6,8‰ в год.

Сопоставляя полученные им результаты относительно асимптотического (предельного) роста населения с непосредственными расчетами численности и возрастного состава населения на ближайшие десятилетия (до 1950 г.), Мизес приходит к заключению, что все подобные построения имеют лишь чисто теоретический интерес, а непосредственные расчеты могут давать практически ценные результаты лишь для одного-двух предстоящих десятилетий.

В условиях же столь коренных изменений всего уклада жизни, какие происходят у нас в Советском Союзе, даже и столь ограниченное значение практической ценности перспективных расчетов, проведенных на основе предпосылок стабильности некоторых демографических факторов, не может быть принято.

Как мы уже неоднократно указывали выше, все приведенные построения, в том числе и непосредственные перспективные расчеты (особенно в предположении неизменной повозрастной плодовитости и смертности), имеют прежде всего абстрактно научный характер и могут служить целям совокупной усовершенствованной характеристики современной плодовитости и смертности. Конкретные числовые данные, приведенные выше, имеют лишь крайне ограниченное значение для целей планирования населения, но сама методика исчислений в наших условиях приобретает особый интерес. Она должна стать знакомой широкому кругу работников-практиков и вместе с тем должна явиться предметом дальнейшего теоретического усовершенствования и разработки.

ОБ ИЗМЕРЕНИИ СМЕРТНОСТИ МИГРИРУЮЩИХ МАСС НАСЕЛЕНИЯ[1]

I

При пересмотре приемов и методов, какими пользовалась наша дореволюционная демографическая статистика, нередко возникает вопрос о пригодности в настоящий момент некоторых основных предпосылок, служивших ранее основой для многих схем исследования.

Коренные изменения всего уклада и строя жизни страны могут заставить подвергнуть пересмотру не только первичные чисто теоретические предпосылки, лежащие в основе каждой отрасли научной деятельности, но заставить пересмотреть и тот комплекс чисто технических приемов и методов, какими пользуются исследователи-практики в повседневной работе. В частности, должны подвергнуться пересмотру и некоторые математико-счетные приемы, какими оперирует демограф-статистик при исследовании явлений рождаемости, смертности, возрастной структуры населения и т. п. В широких кругах статистиков-демографов распространено убеждение в том, что математические формулы, будучи верными по существу и раз доказанными, не могут быть подвергнуты сомнению в отношении их ценности, как одного из орудий познания конкретной действительности. Мы полагаем, что такое убеждение (по крайней мере в области прикладной математики,

[1] Опубликовано в кн.: «Труды Демографического института АН СССР», т. 1., Л., издательство Ан СССР, 1934, стр. 63—113. Печатается с сокращениями.

используемой статистическими кругами) едва ли может быть признано правильным.

В самом деле, отметим хотя бы одно обстоятельство. Прикладная математика (в области статистики) редко пользуется так называемыми «точными» формулами: почти во всех без исключения случаях эти точные формулы, строго выводимые на основе тех или иных теоретических предпосылок, оказываются столь сложными и малоприменимыми в условиях работы практика-исследователя, что немедленно возникает проблема замены такой точной формулы иной, более простой, хотя и не вполне точной. Путем устранения из математического выражения части входящих в него величин мы легко добиваемся такого упрощения окончательного рабочего результата математических построений, при котором повседневное применение этого окончательного результата делается вполне возможным и удобным для рядового исследователя. При этом устранение из окончательной формулы тех или иных величин делается обычно по признаку малости этих величин, вернее по признаку сравнительной их незначительности по сравнению с остальными величинами, входящими в формулу.

Работник-практик, как правило, редко бывает осведомлен о том, что хорошо известная ему рабочая математическая формула является в сущности формулой приближенной. Постоянная работа в течение многих десятилетий приводит его к убеждению в том, что эта формула верна всегда и во всех условиях, ибо на практике формула оказывается верной во всех встречающихся ему случаях. Неточности, вытекающие из того, что формула, по существу, является приближенной, оказываются всегда столь малыми, что совершенно ускользают от взора исследователя.

Не касаясь вопроса о том, что сама схема, в которую ранее с легкостью укладывалось исследуемое явление и какая служила основой для математических построений, в новых условиях может оказаться и вовсе негодной, отметим здесь лишь иное, более простое обстоятельство. Может случиться так, что именно те величины, какие являлись крайне малыми в прежних условиях и которые именно по причине своей малости не нашли отражения в приближенной формуле, в изменившихся условиях начнут играть совсем иную роль, став количественно существенными и существенно же влияющими на результат вычислений. И наоборот, существенные прежде измерители могут достигнуть той степени малости, какая позволит вовсе пренебречь ими (или их степенями) в окончательной формуле. Внесение соответствующих изменений в первоначальный точный результат может так перестроить вид новой приближенной формулы, что она окажется совершенно непохожей на прежнюю приближенную. Отсюда и техника первичного исследования для работника-практика может в корне и целиком измениться.

С этой точки зрения становится понятным, почему нужно признать также крайне неосторожным и некритическое привлечение математико-статистической аппаратуры (в области демографии), выработанной западноевропейской наукой и состоящей главным образом из совокупности приближенных формул, к исследованиям, производящимся в условиях нашей конкретной действительности. Каждому новому случаю такого привлечения либо западноевропейской, либо дореволюционной аппаратуры должен предшествовать серьезный критический анализ методов и схем, на основе которых формула получила свое существование.

Настоящая работа и ставит своей задачей — пересмотреть те методы, какими обычно исчисляется смертность мигрирующих масс населения, отобрать из этих методов и приемов те, какие сохраняют свою пригодность и в настоящих условиях, отбросить явно непригодные и устаревшие или указать рамки, в каких они могут применяться и сейчас, и, наконец, углубить недостаточно развернутые прежде приемы, получающие в настоящий момент существенное значение.

II

За последнее время в СССР чрезвычайно большое развитие и распространение получили разного рода учреждения, которые или прямо включают в круг своей деятельности (помимо прочих обязанностей) наблюдение за условиями доживаемости и смертности отдельных групп населения, или по роду своей работы предоставляют широкую возможность к такому наблюдению. К этого рода учреждениям должны быть отнесены в пер-

вую очередь всякого рода детские дома для детей различных возрастных категорий, всякого рода общежития для социально-призреваемых групп населения, затем диспансеры, санатории и пр. Самые последние годы дали новый толчок строительству подобного рода учреждений. Огромное развертывание получает ясельная сеть как один из важнейших факторов, способствующих вовлечению женщины в производство. Наконец, и колхозы должны войти в категорию учреждений, зорко следящих за доживаемостью и состоянием здоровья своих членов. При правильной постановке наблюдений широкое поле для изучения смертности и доживаемости в рабочем возрасте могут дать и дома отдыха, где отдыхает огромное число трудящихся. Чрезвычайно интересную картину наблюдений могут дать и уже дают учреждения амбулаторного типа, прежде всего всякого рода консультации для детей грудного возраста и для малых детей, уже переживших этот возраст. Наконец, большой интерес могут представлять и наблюдения за смертностью лиц, находящихся на учете органов социального страхования (постоянно и временно нетрудоспособные и т. п.).

Наблюдение за смертностью населения в перечисленных типах учреждений нередко имеет первостепенное значение для самих учреждений. В поисках объективных критериев полезности того или иного учреждения исследователи нередко останавливают свое внимание на показателях смертности клиентуры данного учреждения и, основываясь на сравнительной величине получаемых показателей смертности, дают оценку целесообразности предпринимаемых мероприятий или меру полезности существования самих учреждений.

Нужно указать, что бо́льшая часть учреждений вышеупомянутого типа имеет две общие черты, свойственные этому типу учреждений. Прежде всего следует указать на неизбежную для таких учреждений бо́льшую или меньшую текучесть состава клиентуры. Во многих учреждениях такого типа нельзя выделить даже частичный контингент клиентуры, какой бы пробыл неизменно под наблюдением в течение одного календарного года. Иными словами, клиентура подобных учреждений отличается свойством постоянных миграций.

Далее, необходимо указать на то, что клиентура подобных учреждений в отличие от клиентуры больничных учреждений, как правило, представляет собой в массе или совершенно здоровую часть населения, или группу населения, пораженную лишь специфически, в какой-либо одной области, и во всех остальных отношениях не представляющую никаких особенностей по сравнению со всей массой окружающего населения.

Эта последняя особенность вызывает как следствие и те особые требования, которые предъявляются к исследователям смертности в учреждениях подобного типа. Исследователи обязаны пользоваться такими методами и давать результаты своих исследований в таких формах, которые обеспечивали бы по возможности полную сравнимость и сопоставимость получаемых результатов по вопросам смертности в учреждениях с результатами исследований в области смертности общего населения. Только в том случае, если выбранные показатели смертности могут гарантировать возможность правильного сопоставления смертности не только в различных учреждениях между собой, но и смертности в учреждениях со смертностью во всем городе, всей стране только такие показатели, повторяем, могут иметь максимум научной полезности и иметь серьезное социально-гигиеническое значение.

Отбор и выделение целесообразно построенных показателей и указание методов практического пользования ими составляют предмет настоящей работы. Заранее оговариваем, что здесь не затрагиваются вовсе две, по существу весьма важные, стороны вопроса. Мы не касаемся, с одной стороны, стохастической, вероятностной, оценки получаемых показателей, с другой стороны, почти целиком обходим вопрос о логической интерпретации получаемых показателей как показателей сравнительной полезности тех или иных учреждений или как измерителей качественной постановки дела в учреждении. Каждый из этих вопросов требует особой трактовки; мы здесь ограничиваемся рассмотрением лишь самой структуры показателей смертности.

III

Рассмотрение статистических отчетов и обзоров деятельности учреждений с подобным мигрирующим составом клиентуры нередко приводит к некоторым удиви-

тельным заключениям. Оказывается, едва ли в какой-либо иной области статистики можно встретиться с бо́льшим разнообразием приемов, употребляемых для оценки одного и того же статистического факта. Показатели смертности, которые фигурируют в статистических исследованиях, касающихся смертности даже в однотипных учреждениях, оказываются совершенно отличными друг от друга по существу. Кроме того, почти всегда структура этих показателей оказывается совершенно отличной от структуры тех показателей смертности, какими оперирует общая статистика населения. Таким образом, полученные после статистической обработки результаты, оказывается, не только не могут быть использованы для сравнения смертности в учреждении со смертностью в стране или в городе в целом, но даже не дают материала для сравнения смертности в однотипных учреждениях между собой.

Построение относительных чисел, характеризующих смертность некоторой группы населения, обычно сводится к нахождению численной величины некоторой дроби. При этом почти не возникает разногласий в вопросе о том, что именно должно стоять в числителе этой дроби: разного рода исследователи сходятся в том, что в числителе должно стоять то число смертных случаев, какое произошло за данный период под наблюдением. Однако положение меняется, как только мы обращаемся к вопросу о знаменателе этой дроби. Здесь именно и наблюдается ни с чем не сравнимое разногласие исследователей. Некоторые исследователи предлагают показывать число выбывших из-под наблюдения (за данный период), другие считают необходимым к числу выбывших присоединить и умерших, третьи присоединяют и оставшихся под наблюдением к моменту окончания наблюдений, четвертые предлагают ставить число поступивших под наблюдение. Иные ограничиваются неопределенным указанием о том, что в знаменателе должны стоять все бывшие под наблюдением. Очень многие отказываются от счета лиц и предлагают ставить в знаменателе число проведенных полных дней, месяцев или лет. Наконец, некоторые считают необходимым в знаменателе указывать лишь число коек или соответственно штатных мест.

Естественно, что полученные столь различным путем

показатели оказываются неравнимыми между собой. Вопрос осложняется еще и необходимостью принятия во внимание такого исключительно важного фактора, как возраст.

Известно, что среди факторов, могущих влиять на количественную сторону показателей смертности, едва ли не наибольшее количественное влияние оказывает *возраст* изучаемой совокупности. Отсюда вытекает требование о необходимости или отдельного рассмотрения смертности различных возрастных групп, или о такой конструкции общих показателей смертности, какие давали бы возможность элиминирования возрастных различий. Указанные требования весьма часто вовсе не соблюдаются: самые разнообразные в возрастном отношении (а следовательно, и в отношении смертности) совокупности объединяются попросту в одно целое и тем самым при сравнении сопоставляются с совокупностями, коренным образом отличающимися в возрастной структуре. К каким абсурдным результатам, в особенности при измерении смертности среди детей, можно прийти при таких условиях, хорошо должно быть известно всякому исследователю смертности. В результате нередко можно наблюдать, как в статистических обзорах смертности учреждений, совершенно однотипных по существу и с примерно однородным составом клиентуры, появляются показатели смертности, отличающиеся друг от друга не на 10—20%, а превышающие друг друга в два-три, а нередко и в десять раз.

Разнообразие методов конструкции показателей смертности в учреждениях можно отметить не только в разных странах, но и в пределах одной и той же страны. Одно и то же явление можно наблюдать и в СССР, и в западноевропейских странах. Отсутствие твердо установленных методов, таких же общеобязательных, какими являются, например, методы общей статистики населения, характеризует указанную область исследования, по-видимому, повсеместно. Характерно, что и наиболее известные и общеупотребительные статистические руководства не дают твердых указаний по этому вопросу.

Причина такой неопределенности в методах конструкции показателей смертности учреждений, по нашему мнению, кроется в том, что на подобные учреждения часто целиком переносились методы статистики учреж-

дений больничного типа. Статистика учреждений больничного типа обычно задается особыми требованиями в отношении сравнимости показателей между собой, и в особенности в отношении сравнимости показателей смертности больничных учреждений с показателями смертности общей статистики населения. Всякая больница являет собой столь индивидуальное с точки зрения статистики явление, что нередко отпадает всякая возможность сопоставления двух больниц между собой (в смысле смертности). Во всяком случае, такое сопоставление лишено того статистического интереса и значения, какое приобретает сравнение смертности двух, как правило, здоровых (и лишь находящихся в различных условиях) групп населения между собой. Для больницы по большей части достаточно сравнение смертности во времени; с этой точки зрения всякий из числа названных выше показателей смертности является более или менее практически приемлемым, лишь бы он одинаково строился из года в год.

Гораздо более целесообразным явилось бы перенесение в изучаемую область тех приемов изучения смертности, какими пользуется хорошо разработанная статистика смертности страховых учреждений. Однако и здесь полное и безоговорочное перенесение методов страховой статистики в область статистики смертности в учреждениях является неприемлемым.

IV

Основным требованием, которое должно быть соблюдено при всяком статистическом изучении смертности населения, является требование о расчленении хотя бы в процессе изучения всей массы населения на однородные в своем составе в отношении возраста группы. При этом смертность должна подвергнуться отдельному рассмотрению в каждой отдельной возрастной группе. Этот вовсе не исключает возможности получения общих суммарных показателей смертности для всей массы населения в целом: рассмотрение целесообразных методов получения таких суммарных показателей и должно явиться одной из главных наших задач. Однако на одной из промежуточных стадий статистической работы совершенно необходимым является такое расчленение:

смертность является фактором, в столь сильной степени зависящим от возраста, что пренебрежение к этому требованию и соединение в одно целое групп населения, сильно разнящихся по возрастной структуре (а следовательно, и по смертности), может привести к явно нелепым результатам.

Условившись о таком расчленении, далее можно ставить более простую задачу, заключающуюся в отыскании целесообразных показателей смертности меняющегося в своем составе, но однородного в смысле возраста населения.

Как известно, наиболее употребительным и логически ясным по своей интерпретации является показатель, именуемый *вероятностью* смерти в данном промежутке возраста или времени наблюдения.

В случаях наблюдения смертности масс, подверженных непрерывным миграциям, мы лишены, однако, возможности сконструировать непосредственно подобный показатель. Даже при совершенно понятной величине числителя этой дроби (число умерших под наблюдением), при построении знаменателя нет возможности указать ту начальную массу доживших, из которой (и только из которой) могли получиться наблюденные и отнесенные в числитель смертные случаи.

Таким образом, в силу необходимости приходится отказаться от непосредственного использования «вероятности смерти» в вопросах исследования смертности мигрирующего населения и обратиться первоначально к иным показателям, не требующим определения условий среды, порождающих смертные случаи. Таким показателем является прежде всего коэффициент смертности, т. е. отношение числа смертных случаев, происшедших в некоторой среде, к общему числу единиц времени, прожитых лицами наблюдаемой совокупности за все время наблюдения. Такое отношение и будет представлять коэффициент смертности данной группы за данный период наблюдения.

Если при этом исследуемая совокупность заранее разделена на возрастные группы и наблюдение велось при таких условиях, что в изучаемую группу входили лица лишь одного возрастного подразделения (а следовательно, с приблизительно постоянной смертностью), то подобный коэффициент может быть квалифицирован

и как повозрастной коэффициент смертности. Как можно видеть из приведенного только что определения, мы придаем здесь коэффициенту смертности совершенно специальный смысл, именно тот, какой он имеет в учении о таблицах смертности и в математической теории населения. Обычно применяемое понятие коэффициента, как отношения числа смертных случаев к числу «среднего» населения изучаемой совокупности, в общем случае не может быть отождествлено с принятым нами понятием. Такое отождествление оказывается возможным лишь при некоторых специальных условиях, о которых мы здесь не будем упоминать.

Получение численной величины подобного коэффициента может быть осуществлено различными практическими путями. Основной задачей в этом случае является подсчет числа единиц времени, прожитого всеми лицами совокупности под наблюдением. Такой подсчет может осуществляться прежде всего непосредственно, и именно путь непосредственного подсчета является самым рациональным путем в тех случаях, когда изучается смертность совокупностей численно малого объема.

Пусть, например, в течение какого угодно периода времени (величины t) наблюдались все время лица возрастного промежутка

$$x \cdots x+k$$

и подсчитано, что все эти лица прожили за время t

$$P_{x/x+k} \text{ лет.}$$

Если за тот же промежуток времени t среди лиц в возрасте $(x, x+k)$ наблюдалось $M_{x/x+k}$ смертных случаев, то величина

$$m_{x/x+k} = \frac{M_{x/x+k}}{P_{x/x+k}} \qquad \text{(IV. 1)}$$

и будет годовым коэффициентом смертности возрастной группы $(x, x+k)$. Подобным же образом получаются месячные и дневные коэффициенты смертности. Заметим, что коэффициенты смертности по самому смыслу своему допускают операции сложения, вычитания коэффициентов между собой, умножения на некоторый множитель и, наконец, деления на некоторый делитель — операции, не имеющие смысла по отношению к «вероятности смерти». В дальнейшем нам неоднократно придется рассматривать величину $km_{x/x+k}$, представляющую собой тот же коэффициент смертности, умноженный на длину изучаемого возрастного периода. В этом случае коэффициент этот представляет собой число наблюденных смертных случаев, приходящееся уже не на единицу прожитого времени, а на число единиц времени, по величине равное длине возрастного периода.

Аналогичное умножение на коэффициент K годовой «вероятности смерти» невозможно без утраты логического смысла операции.

В дальнейшем мы предполагаем указать некоторые технические методы, сильно упрощающие кропотливую операцию подсчета числа прожитых единиц времени под наблюдением, а также дать понятие о способах использования найденных таким образом частичных повозрастных коэффициентов с целью получения общей картины доживаемости совокупности.

V

Ценность всякого рода статистических относительных чисел, как известно, повышается при увеличении числа объектов наблюдения. Это основное положение статистической теории, остающееся справедливым для значительной части случаев статистической практики, заставляет исследователей смертности стремиться к изучению по возможности наиболее обширных по размеру совокупностей и придавать показателям, полученным в результате изучения именно таких больших по размеру совокупностей, наиболее существенное и важное значение. Следствием такого стремления является необходимость в создании приемов наиболее удобного изучения смертности совокупностей, по объему весьма больших. В этом случае получение величины коэффициентов смертности наталкивается на значительные технические трудности. Подсчет числа прожитых единиц времени для совокупностей численно больших, в особенности если этот подсчет нужно производить по детально подразделенным возрастным периодам, представляет собой весьма трудную практически и кропотливую работу.

Кроме того, на практике могут встретиться (и чаще всего встречаются) такие случаи, когда характер самого статистического материала может не позволить произвести такую работу подсчета: вместо сведений о прожитом времени мы можем иметь лишь сведения о числе лиц, прибывающих и выбывающих из-под наблюдения. Возникает вопрос о выборе некоторых целесообразно подобранных гипотез, которые позволили бы обойти эту трудность и дали бы возможность отказаться от сложных, нередко практически не выполнимых подсчетов.

Известно несколько путей разрешения этого вопроса. Западноевропейская статистика до сего времени шла главным образом по двум подсказанным практикой направлениям.

Первый путь — наиболее полно и хорошо разработанный — это исследование смертности в страховых учреждениях; второй путь — это методы статистики общего населения.

Вполне понятно то широкое развитие, какое получили методы страховой статистики смертности на Западе и отчасти у нас до революции. Правильное и точное определение величины повозрастной смертности служило гарантией неразрушимости и незыблемости огромных страховых фондов, накопленных страховыми обществами, и предохраняло эти финансовые предприятия от возможности краха и разорения. Поэтому именно в этой области статистики можно назвать целый ряд виднейших исследователей, тщательно разрабатывавших вопросы наиболее точных и практически удобных методов получения величины повозрастных вероятностей смерти.

Все указанные исследования, а также изложения этого вопроса, приводимые в распространенных руководствах, имеют то общее, что они все исходят из схем того статистического материала, какой имеется в распоряжении некоторого страхового учреждения, понимая под таковым обычный тип западноевропейского частного страхового общества. В этих условиях обычно приходится иметь дело с исчислением смертности почти исключительно взрослого здорового населения. Далее, в этих условиях под наблюдением доживает до нижней границы любого возраста значительное число лиц, и из

этого числа лиц почти такое же количество доживает и до границы следующего изучаемого возраста.

Числа прибывающих и выбывающих, а также умирающих обычно бывают незначительны по сравнению с основной массой доживающих, и введение величин, характеризующих прибытие и выбытие, в формулу для вычисления вероятности смерти принимает характер внесения малосущественной поправки к результату, какой может быть получен путем рассмотрения только числа доживающих под наблюдением. Общим также для всех упомянутых исследований является рассмотрение искомой величины вероятности смерти, как величины малой (заключающейся обычно в пределах от 0,001 до 0,08 и редко превышающей 0,1). Этот взгляд на q, как на величину малую, обычно и влияет на сам метод вывода окончательной формулы, служащей для вычисления. Приведем в качестве примера наиболее простой метод вывода рабочей формулы, служащей для построения страховых таблиц смертности. Метод этот приводится в наиболее распространенных руководствах.

Пусть исследуется смертность однолетнего промежутка возраста.

Введем следующие обозначения:

L_x — число доживших до возраста x под наблюдением.

A — число прибывших под наблюдение в промежутке возраста от x до $x+1$.

B — число выбывших[1] из-под наблюдения в том же промежутке возраста.

M — число умерших под наблюдением в том же промежутке возраста.

Рассмотрим возраст

$$x+z \quad (0<z<1).$$

Тогда, из условия равномерности, в элементарно малый промежуток

$$x+z, \quad x+z+dz$$

вступит под наблюдение[2]

[1] Прибытие и выбытие предполагаются равномерно распределенными во времени.

[2] Встречающиеся здесь и далее символы: l_x, d_x, q_x, p_x — обычные, международно принятые обозначения биометрических функций.

$$Adz$$

лиц, которые дошли до момента возраста $x+z$ из числа

$$A\frac{l_x}{l_{x+z}}dz,$$

имевших возраст x (не будучи в то время под наблюдением). Отсюда заключаем, что до начала наблюдения умерло

$$A\left(\frac{l_x}{l_{x+z}}-1\right)dz.$$

Число выбывших в тот же элементарно малый интервал равно

$$Bdz.$$

Из них доживают до возраста $x+1$ (уже вне наблюдения)

$$B\frac{l_{x+1}}{l_{x+z}},$$

и умрут после выхода из-под наблюдения

$$B\left(1-\frac{l_{x+1}}{l_{x+z}}\right)dz.$$

Таким образом, из всего числа лиц

$$L_x+Al_x\int_0^1\frac{d_x}{l_{x+z}}$$

какие были в момент возраста x, умрут до достижения возраста $x+1$

$$M+A\left(l_x\int_0^1\frac{dz}{l_{x+z}}-1\right)+B\left(1-l_{x+1}\int_0^1\frac{dz}{l_{x+z}}\right).$$

Обозначив для краткости

$$\int_0^1\frac{dz}{l_{x+z}}=k,$$

получим для величины вероятности смерти q_x

$$q_x=\frac{M+A(kl_x-1)-B(kl_{x+1}-1)}{L_x+Akl_x},$$

или

$$L_xq_x+(A-B)(1-kl_{x+1})=M. \qquad (V.1)$$

Для того чтобы можно было вычислить интеграл k, следует принять какое-либо предположение о виде функции l_x; примем простейшее (допустимое в силу незначительности промежутка x, $x+1$) предположение о линейности l_x в указанном промежутке, т. е. положим

$$l_{x+z}=l_x-z(l_x-l_{x+1}).$$

Тогда

$$k=\int_0^1\frac{dz}{l_{x+z}}=\frac{1}{l_x-l_{x+1}}\lg\frac{l_x}{l_{x+1}}=-\frac{1}{l_x-l_{x+1}}\lg(1-q_x).$$

Отсюда из равенства (V.1) получаем

$$L_xq_x+(A-B)\left[1+\frac{1-q_x}{q_x}\cdot\lg(1-q_x)\right]=M.$$

Разлагая $\lg(1-q_x)$ в ряд и делая обычные для страховой статистики предположения о малости q_x (вследствие чего останавливаемся на первой степени), будем иметь

$$q_x=\frac{M}{L_x+\frac{A-B}{2}}. \qquad (V.2)$$

Условия работы обычного страхового общества положены в основу методов, какими выведены и иные формулы для вычисления вероятности смерти мигрирующей массы населения. При этом у всех почти названных выше исследователей предположение о малости величины q_x и о сравнительной незначительности миграции — является общим предположением. В остальном, различия обычно состоят в том, что делаются разнообразные предположения о законе миграции. Виттштейн (Wittstein) принимает предположение о равномерности и непрерывности прибытия и выбытия на всем промежутке; Бем (Behm) выводит свою формулу из предположения о миграции, поровну распределенной на m сроков в году;

Цойнер (Zeuner) делает предположение о пропорциональности интенсивности миграций в разных возрастах — числам доживающих для этих же возрастов. Цойнер (наиболее простым способом) при этом своем предположении приходит в результате к той же формуле (V.2), иной вывод которой был приведен нами выше.

Именно эта формула и легла в основу построения почти всех страховых таблиц смертности. Она приводится во всех статистических руководствах, когда речь идет о методах получения вероятности смерти мигрирующей массы населения.

Возникает вопрос о рамках приложимости этой формулы к условиям исчисления смертности совокупностей, подверженных миграции вообще, хотя бы условия, в каких находятся эти совокупности, и не отвечали условиям, в которых обычно оперирует страховое общество.

Возьмем в виде опыта следующий, хотя и искусственный, но не представляющий ничего невозможного в условиях, например, карантинного учреждения, пример. Пусть к началу изучаемого возрастного периода не было вовсе наблюдаемых лиц (учреждение только что открылось, хотя бы после ремонта), пусть в течение исследуемого периода прибыло под наблюдение 1000 человек, выбыло 900, умерло 60 и 40 осталось к заключительному моменту. Тогда

$$q_x = \frac{60}{0 + \frac{1000-900}{2}} = \frac{60}{50} = \frac{6}{5} > 1.$$

Получается явно абсурдный результат.

Примеров, подобных приведенному, можно привести бесчисленное множество. Вообще можно указать, что в формуле (V.2) из существа входящих в нее величин M, A, B и L_x вовсе не вытекает необходимость того, чтобы числитель всегда был меньше знаменателя.

Непригодность формулы для некоторых частных случаев подвергает сомнению и общую ее надежность. В особенности сомнительна возможность применения ее в случаях большой (относительно) миграции и одновременно большой смертности. Примененное при выводе формулы отбрасывание степеней выше первой ведет в результате к ошибке в данном члене уравнения (служащего для определения q_x) причем легко можно увидеть, что ошибка эта не превышает $\left|\frac{q_x^3}{12}\right|$. Когда q_x^3 мало, ошибка действительно невелика. Но при приближении q_x к единице ошибка делается чувствительной. Кроме того, величина ошибки в одном члене уравнения еще не дает прямых указаний на ошибку, какая вносится отбрасыванием ряда членов в определение корня уравнения. Поэтому во всех случаях исчисления смертности массы с большой миграцией и большой смертностью нужно, по-видимому, искать иные способы для определения величины вероятности смертности.

Все те соображения о неполной непригодности обычных методов страховой статистики к определению смертности любой мигрирующей массы, какие мы приводили выше, еще с большим правом могут быть отнесены и к тем методам, какие применяются общей статистикой населения при изучении смертности масс, подвергнутых явлениям миграции.

В той задаче, какая обычно стоит перед статистикой общего населения, т. е. в задаче построения таблиц смертности на основе данных переписи и текущей регистрации умерших, исследователь встречается обычно с огромными массами населения, доживающими до разных возрастов вне всяких миграционных процессов и со сравнительно весьма незначительными (количественно) миграционными контингентами.

Большая часть исследователей рассматривают миграции лишь как явление, мешающее правильному определению величины вероятности смерти постоянного населения. Наилучшей возможностью, например, Лексис (Lexis)[1] считает такие условия, при которых можно вовсе не обращать внимания на миграции. В тех случаях, когда это невозможно, исследователи (Лексис) стремятся чаще всего к тому, чтобы создать приближенные формулы, устраняющие влияние миграций на величину вычисляемой вероятности смерти. Лексис приводит целый ряд подобных приближенных формул, выведенных при помощи нескольких гипотез (гипотеза пропорциональности вероятности смерти длине промежутка вымирания, гипотеза равномерности распределения

[1] W. Lexis. Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik. Strassburg, 1875, S. 47—55. Lexis. W. Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs-und Moralstatistik. Jena, 1903, S. 46—59.

смертных точек в соединении с гипотезой равномерности миграций во времени, гипотеза равномерного роста миграционных контингентов вместе с возрастом[1]. При этом почти во всех случаях оказывается в результате возможным совсем пренебречь влиянием миграций, тем более что подавляющая часть мигрирующих является, по мнению Лексиса, людьми взрослыми, не старыми и вполне здоровыми, почему общее число смертных случаев, происходящее в миграционных массах, можно считать незначительным, а следовательно, общее наблюденное число умерших в населении принимать за число умерших из постоянного населения и относить к численности такового. Отметим еще, что и для Лексиса условие незначительности общей вероятности смерти является существенным условием всех его построений.

VI

В условиях того разнообразия задач измерения смертности масс, текучих по своему составу, какие в настоящее время могут встретиться в СССР, нужно найти такое решение поставленного вопроса, которое не было бы связано ни условием незначительности миграций, ни условием малости величины вероятности смерти. Кроме того, крайне желательно, хотя бы в начальной стадии рассмотрения задачи, найти общее решение вопроса, которое не было бы связано никакими априорными предположениями о виде функций, изображающих смертность и закон миграции, так, чтобы лишь впоследствии из этого общего решения можно было бы получить ряд частных решений, отвечающих той или иной гипотезе относительно этих функций.

Пусть нашей задачей является измерение смертности в возрастном промежутке (или, аналогично, в промежутке времени наблюдения)

$$x,\ x+n.$$

Введем следующие обозначения. Пусть

L_{x+z} — число доживших под наблюдением до возрастной границы $x+z$;

[1] Все эти гипотезы, конечно, прилагаются лишь к явлениям, происходящим внутри однолетнего возрастного промежутка.

A_{x+z} — число вступивших под наблюдение в промежутке возраста от x до $x+z$;

B_{x+z} — число выбывших из-под наблюдения в промежутке возраста от x до $x+z$;

M_{x+z} — число умерших под наблюдением в промежутке возраста от x до $x+z$.

Обозначим, далее, как обычно принято, через μ_{x+z} величину, носящую название «силы смертности для момента (возраста) $x+z$», иными словами, будем считать, что вероятность лицу, достигшему возраста $x+z$, умереть в промежутке возраста

$$x+z,\ x+z+dz,$$

равна

$$\mu_{x+z}\,dz.$$

Относительно всех вышеназванных функций мы пока не делаем никаких предположений, кроме обычного условия (фиктивного по существу) о их непрерывности и дифференцируемости на всем изучаемом промежутке.

Прежде чем перейти к рассмотрению задачи, условимся еще о двух обозначениях.

Мы уже упоминали о величине, называемой коэффициентом смертности:

$$m'_x = \frac{M_{x+z}}{\int\limits_0^z L_{x+z}\,dz}, \qquad \text{(VI.1)}$$

представляющей собой отношение числа наблюденных за некоторый промежуток возраста смертных случаев к общему числу прожитых за тот же промежуток (всей наблюдаемой совокупностью) единиц времени.

В частном случае, когда L_{x+z} изменяется в исследуемом промежутке времени линейно, коэффициент принимает вид:

$$m'_x = \frac{1}{z}\cdot\frac{2M_{x+z}}{L_x+L_{x+z}}. \qquad \text{(VI.2)}$$

При неизвестности вида функции L_{x+z} предположение о линейности ее служит наиболее часто для первого грубого приближения к величине коэффициента.

Исходя из этого, назовем (VI.2) *приближенным* или *грубым* коэффициентом смертности.

Далее, величину

$$k=\frac{L_x-L_{x+z}}{L_x+L_{x+z}}, \qquad \text{(VI.3)}$$

назовем коэффициентом *изменяемости* наблюдаемой совокупности для промежутка возраста

$$x,\ x+z.$$

Переходя к рассмотрению задачи, заметим, что при наших обозначениях соотношение

$$L_{x+z}=L_x+A_{x+z}-B_{x+z}-M_{x+z}. \qquad \text{(VI.4)}$$

является, очевидно, справедливым для всякого z в промежутке

$$x,\ x+n.$$

При этом, ввиду того что

$$L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz,$$

будет изображать число[1] умерших в промежутке возраста

$$x+z,\ x+z+dz,$$

можно положить

$$M_{x+z}=\int_0^z L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz. \qquad \text{(VI.5)}$$

В дальнейшем для сокращения письма положим

$$A_{x+z}-B_{x+z}=R_{x+z}$$

и будем называть R_{x+z} миграционной функцией.

Тогда соотношение (VI.4) примет вид:

$$L_{x+z}=L_x+R_{x+z}-\int_0^z L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz. \qquad \text{(VI.6)}$$

Умножим обе части соотношения (VI.6) на μ_{x+z} и положим для краткости

[1] Вернее, математическое ожидание числа умерших в данном элементарно малом промежутке возраста.

$$y=\int_0^z L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz;$$

$$\frac{dy}{dz}=y'=L_{x+z}\,\mu_{x+z}.$$

Тогда формула (VI.6) примет вид:

$$y'=L_x\,\mu_{x+z}+R_{x+z}\,\mu_{x+z}-\mu_{x+z}\,y;$$

$$y'+\mu_{x+z}\,y=L_x\,\mu_{x+z}+R_{x+z}\,\mu_{x+z}. \qquad \text{(VI.7)}$$

Умножая обе части равенства (VI.7) на $e^{\int\mu_{x+z}dz}$, легко найти общий интеграл данного дифференциального уравнения относительно y:

$$\frac{d}{dz}\left(ye^{\int\mu_{x+z}dz}\right)=L_x\,\mu_{x+z}e^{\int\mu_{x+z}dz}+R_{x+z}\,\mu_{x+z}e^{\int\mu_{x+z}dz};$$

$$ye^{\int\mu_{x+z}dz}=L_x\int\mu_{x+z}e^{\int\mu_{x+z}dz}dz+$$

$$+\int R_{x+z}\,\mu_{x+z}e^{\int\mu_{x+z}dz}dz+C,$$

где C — произвольная постоянная.

Выполняя интегрирование в правой части (второй член интегрируется по частям), будем иметь:

$$ye^{\int\mu_{x+z}dz}=L_xe^{\int\mu_{x+z}dz}+R_{x+z}\times$$

$$\times e^{\int\mu_{x+z}dz}-\int e^{\int\mu_{x+z}dz}R_{x+z}\,dz+C.$$

или, вспоминая, что

$$y=M_{x+z},$$

получаем

$$M_{x+z}=L_x+R_{x+z}-e^{-\int\mu_{x+z}dz}\int e^{\int\mu_{x+z}dz}\times$$

$$\times R_{y+z}\,dz+Ce^{-\int\mu_{x+z}dz}. \qquad \text{(VI.8)}$$

Подставляя из формулы (VI.4)

$$L_{x+z}=L_x+R_{x+z}-M_{x+z},$$

получаем окончательно

$$L_{x+z}=e^{-\int\mu_{x+z}dz}\int e^{\int\mu_{x+z}dz}R'_{x+z}\,dz+Ce^{-\int\mu_{x+z}dz}. \qquad \text{(VI.9)}$$

Соотношение (VI.9) дает общее выражение для функции L_{x+z} в зависимости от силы смертности μ_{x+z} и от миграционной функции R_{x+z}.

Для дальнейшего практического использования полученного результата необходимо перейти к конкретным предположениям о виде функций μ_{x+z} и R_{x+z}. Рассмотрим некоторые частные случаи таких предположений, которые могут иметь наибольшее практическое значение.

VII

Относительно вида миграционной функции R_{x+z} необходимо сказать следующее. В сущности, присваивать численному изменению прибытия и выбытия вид какой-либо определенной, а тем более простой зависимости от возраста, едва ли возможно на практике. Чаще всего, в особенности при незначительном количественном материале для наблюдений, не удается подметить никакой особой закономерности в изменениях чисел прибывающих и выбывающих.

Тем не менее, пытаясь установить какое-либо обобщающее условие относительно прибытия и выбытия, естественнее всего (в отсутствии всякой иной специальной информации) остановиться на предположении о том, что за промежуток времени (возраста) вдвое-втрое больший, прибывают и убывают соответственно вдвое или втрое больше лиц, т. е. остановиться на предположении о равномерности миграции во времени (возрасте). Именно так подходит к решению этого вопроса большая часть всех исследователей. Заметим, что в том случае, когда мы сможем по произволу уменьшать величину исследуемого интервала возраста, мы тем самым будем уменьшать и величину ошибки, возможной при принятии такого предположения. Во всяком случае, эта гипотеза — гипотеза равномерности миграций — является гораздо более естественной и соответствующей наблюдающемуся на практике ходу событий, чем гипотеза

Цойнера о пропорциональности чисел мигрирующих числам доживающих.

Предположение о равномерности миграций во времени приводит, принимая во внимание, что при $z=0$

$$R_{x+z}=R_x=0,$$

к следующему виду функций R_{x+z}:

$$R_{x+z}=rz,$$

где r — коэффициент пропорциональности.

Каково наиболее приемлемое предположение о функции μ_{x+z}?

Из общей статистики населения известно, что функция μ_x сначала быстро убывает с ростом x (на протяжении промежутка возраста 0—13 или 0—14 лет), затем, перейдя через minimum в возрасте 13—14 лет, далее все время, сначала медленно, а потом все быстрее, возрастает. Таков обычный ход изменения функции μ_x, лишь изредка нарушающийся в отдельных случаях на небольших по протяжению возрастных промежутках. Вместе с тем известно, что почти при всяком значении x мы можем выбрать достаточно малый возрастной промежуток так, чтобы на указанном промежутке μ_x менялась по своей величине чрезвычайно незначительно. Иными словами, в нашей власти так подобрать исследуемые интервалы возраста, чтобы внутри этих интервалов практически можно было считать μ_x постоянной. Почти во всех исследованиях общей статистики населения[1] принимается, что внутри однолетнего возрастного интервала можно считать смертность постоянной. В некоторых случаях гипотеза о постоянстве силы смертности распространяется и на пятилетние и даже десятилетние интервалы.

Из общей теории смертности известно, что

$$\mu_{x+z}=-\frac{dl_{x+z}}{l_{x+z}dz}, \qquad \text{(VII.1)}$$

где l_{x+z} — число доживающих до возраста $x+z$ в стационарном населении, соответствующем данной смертности.

[1] Если не считать исследований, относящихся к измерению смертности периодов раннего детства и глубокой старости, где приходится сильно суживать возрастные интервалы.

Приводя к общему знаменателю выражение (VII.1) и взяв интегралы от обеих частей по всей длине изучаемого интервала возраста, будем иметь

$$\int_0^z \mu_{x+z}\, l_{x+z}\, dz = -\int_0^z dl_{x+z}\ .$$

Положим теперь

$$\mu_{x+z} = m_{x/x+z} = \text{const}.$$

Тогда

$$m_{x/x+z} = \frac{l_x - l_{x+z}}{\int_0^z l_{x+z}\, dz}\ . \qquad \text{(VII.2)}$$

В числителе дроби мы имеем число умерших в промежутке возраста

$$x,\ \ x+z$$

в стационарном населении, в знаменателе — число единиц прожитого (стационарным же населением) времени в том же возрастном промежутке. Отсюда заключаем, что в предположении постоянства численная величина функции μ_{x+z} равна численному значению коэффициента смертности стационарного населения, который в дальнейшем для краткости будем изображать просто в виде m_x.

Пусть теперь

$$R_{x+z} = rz$$

и

$$\mu_{x+z} = m_x\ .$$

Рассмотрим, во что обратится при этих условиях общее выражение (VI.9).

Имеем

$$L_{x+z} = re^{-m_x z}\int e^{m_x z}\, dz + Ce^{-m_x z}\ ;$$

$$L_{x+z} = re^{-m_x z}\,\frac{e^{m_x z}}{m_x} + Ce^{-m_x z}\ ;$$

$$L_{x+z} = \frac{r}{m_x} + Ce^{-m_x z}\ . \qquad \text{(VII.3)}$$

Давая значение

$$z = 0,$$

определяем произвольную постоянную C:

$$C = L_x - \frac{r}{m_x}\ ,$$

и уравнение (VII.3) получает вид:

$$\frac{L_{x+z} - \dfrac{r}{m_x}}{L_x - \dfrac{r}{m_x}} = e^{-m_x z}\ ; \qquad \text{(VII.4)}$$

или

$$e^{m_x z} = \frac{L_x - \dfrac{r}{m_x}}{L_{x+z} - \dfrac{r}{m_x}}\ . \qquad \text{(VII.5)}$$

Полученное трансцендентное относительно m_x уравнение (VII.5) подвергаем дальнейшему преобразованию.

Прежде всего умножим на z числитель и знаменатель дроби:

$$\frac{r}{m_x}\cdot\frac{z}{z} = \frac{R_{x+z}}{m_x z}\ .$$

Тогда уравнение (VII.5) преобразуется:

$$\frac{m_x z L_x - R_{x+z}}{m_x z L_{x+z} - R_{x+z}} = e^{m_x z} \qquad \text{(VII.6)}$$

Воспользовавшись известным свойством пропорций, из формулы (VII.6) получим:

$$\frac{m_x z L_x - R_{x+z} + m_x z L_{x+z} - R_{x+z}}{m_x z L_x - m_x z L_{x+z}} = \frac{e^{m_x z}+1}{e^{m_x z}-1}\ ;$$

$$\frac{L_x + L_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} - \frac{2}{m_x z}\,\frac{R_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} = \frac{e^{m_x z}+1}{e^{m_x z}-1}\ .$$

Умножая обе части на $m_x z$ и заменяя согласно выражению (VI.4)

$$R_{x+z} = L_{x+z} - L_x + M_{x+z},$$

имеем

$$m_x z = \frac{L_x + L_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} = \frac{2M_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} + m_x z \frac{e^{m_x z}+1}{e^{m_x z}-1} - 2.$$

Умножим обе части на

$$\frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

и получим

$$m_x z = \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} + \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} \left(m_x z \frac{e^{m_x z}+1}{e^{m_x z}-1} - 2 \right). \qquad \text{(VII.7)}$$

Вспоминая прежние обозначения

$$m_x' = \frac{1}{z} \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

и

$$k = \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

и обозначая

$$f(v) = v \frac{e^v + 1}{e^v - 1} - 2,$$

будем иметь

$$m_x z = m_x' z + k f(m_x z). \qquad \text{(VII. 8)}$$

Уравнение (VII.7) можно привести к иному виду, иногда более удобному для вычислений:

$$f(v) = v \frac{e^v+1}{e^v-1} - 2 = 2 \left[\frac{v}{2} \cdot \frac{e^{\frac{v}{2}} + e^{-\frac{v}{2}}}{e^{\frac{v}{2}} - e^{-\frac{v}{2}}} - 1 \right] =$$

$$= 2 \left(\frac{v}{2} \operatorname{Cothyp} \frac{v}{2} - 1 \right)$$

Отсюда уравнение (VII.8) получает вид:

$$m_x z = m_x' z + 2k \left(\frac{m_x z}{2} \operatorname{Cothyp} \frac{m_x z}{2} - 1 \right). \qquad \text{(VII.9)}$$

VIII

Прежде чем перейти к дальнейшему использованию полученного результата, необходимо указать, в какой мере согласуется полученный результат с результатами некоторых ранее произведенных исследований. Для этого напомним тот путь приближений, каким следуют обычно при рассмотрении смертности мигрирующего населения. Из общей теории смертности известно, что интегрированием соотношения

$$\mu_{x+z} = -\frac{dl_{x+z}}{l_{x+z}\,dz}$$

легко получаются выражения для вероятностей q_x и p_x[1]:

$$p_x = e^{-\int_0^z \mu_{x+z}\,dz};$$

$$q_x = 1 - p_x = 1 - e^{-\int_0^z \mu_{x+z}\,dz}.$$

В условиях постоянства смертности внутри рассматриваемого промежутка возраста $(x,\ x+z)$ указанные выражения обращаются в следующие:

$$q_x = 1 - e^{-m_x z},\quad p_x = e^{-m_x z} \qquad \text{(VIII.1)}$$

при условии, если

$$\mu_{x+z} = m_x = \text{const} \qquad (0 < z < n).$$

Если к этому предположению о постоянстве смертности присоединить еще предположение и о малости величины $m_x z$, а следовательно, и q_x, то разложением в ряд

[1] В дальнейшем для сокращения письма мы будем везде через q_x обозначать вероятность лицу, дожившему уже до возраста x, умереть до достижения возраста $x+z$ (вместо $q_{x/x+z}$), а противоположную вероятность (дожить до возраста $x+z$) — через p_x вместо $p_{x/x+z}$.

можно получить для q_x простое выражение через $m_x z$ в виде алгебраической дроби. Обычно здесь следуют таким путем[1]:

$$q_x = 1 - e^{-m_x z} = 1 - \left(1 - m_x z + \frac{(m_x z)^2}{1 \cdot 2} - \right.$$
$$\left. - \frac{(m_x z)^3}{1 \cdot 2 \cdot 3} + \cdots \right) = m_x z - \frac{(m_x z)^2}{2} + \frac{(m_x z)^3}{6} - \cdots$$

Если последний ряд заменить рядом членов бесконечно убывающей геометрической прогрессии со знаменателем $\left(-\frac{m_x z}{2}\right)$, причем вводится ошибка, по абсолютной величине меньшая $\frac{(m_x z)^3}{12}$, то легко можно получить

$$q_x = \frac{2 m_x z}{2 + m_x z}, \qquad \text{(VIII.2)}$$

откуда в свою очередь имеем

$$p_x = \frac{2 - m_x z}{2 + m_x z} \quad \text{и} \quad m_x z = \frac{2 q_x}{2 - q_x}. \qquad \text{(VIII.3)}$$

Необходимо помнить, что указанная формула может давать близкие к правильным результаты лишь при условии действительной малости величины $m_x z$. Не говоря уже о том, что при $m_x z > 2$, формула (VIII.3) приводит к абсурду, давая для величины вероятности смерти значения, большие единицы (а величина произведения $m_x z$, в сущности, ничем не ограничена в сторону возрастания), нужно помнить, что и при $m_x z < 2$ формула ведет к большим ошибкам тогда, когда q_x начинает возрастать, почему мы и не считаем возможным пользоваться ею вообще вне специально оговоренных условий.

Пользуясь приближением (VIII.3), можно легко из нашего результата предыдущей главы получить общеизвестную страховую формулу (V.2).

Отметим, что применение того же приближения (VIII.3) к нашему окончательному результату (VII.8) приводит к выводу о равенстве между истинным и приближенным коэффициентами смертности.

[1] См., например, Б. Малешевский. Теория и практика пенсионных касс, т. II, ч. I, СПб., 1890, стр. 228.

Действительно, применяя приближение (VIII.3),

$$\frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} = \frac{2}{m_x z}.$$

Таким образом, при этом предположении член, заключенный в скобки в формуле (VII.8), обращается в нуль, и мы имеем

$$m_x z = m_x' z. \qquad \text{(VIII.4)}$$

Совершенно то же получается, если в формуле

$$m_x z = \frac{2 q_x}{2 - q_x}$$

положить

$$q_x = \frac{M_{x+z}}{L_x + \frac{R_{x+z}}{2}},$$

имеем

$$m_x z = \frac{2 M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}, \qquad \text{(VIII.5)}$$

т. е.

$$m_x z = m_x' z.$$

Отсюда видно, что пользование приближениями (VIII.3) ведет к отбрасыванию второго члена в левой части формулы (VII.8), т. е. множителя при k. Мы увидим далее, к каким ошибкам может повести такое отбрасывание.

X

Как мы указывали ранее, наиболее естественным предположением о виде миграционной функции R_{x+z} (при отсутствии каких-либо прямых специальных указаний на ее характер) является предположение, математически изображаемое

$$R_{x+z} = rz,$$

т. е. предположение о равномерности интенсивности миграций (в изучаемом промежутке возраста). Именно это

предположение и фигурирует у всех почти исследователей (кроме Цойнера).

Наиболее простой и часто встречающейся гипотезой о смертности нужно признать гипотезу о постоянстве «силы смертности» μ_{x+z} в изучаемом промежутке возраста, тем более, что почти всегда в нашей власти остается выбор размеров изучаемых промежутков возраста, вследствие чего всегда (почти) является возможность подбора столь малых промежутков возраста, при котором это предположение делается весьма близким к действительности.

В этих условиях, как мы показали, задача нахождения истинной величины коэффициента смертности стационарного населения (соответствующего изучаемой смертности) приводится к нахождению корня уравнения относительно $m_x z$ (см. равенства (VII.7) и (VII.9), в котором

$$m'_x z = \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} \quad \text{и} \quad k = \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}},$$

следует рассматривать как данные (полученные непосредственно из наблюдения) коэффициенты. При заданной численной величине этих коэффициентов нетрудно найти приближенную величину корня уравнения. Было бы, однако, нецелесообразно заставлять практиков-вычислителей, желающих вычислить величину коэффициента смертности, прибегать в каждом отдельном случае к кропотливой работе приближенного определения корней уравнения. Между тем трудно найти общее, хотя бы и приближенное, решение уравнения (при буквенных коэффициентах), годное при всевозможных комбинациях величин $m'_x z$ и k. Мы решили поэтому отказаться от указаний приближенных формул, служащих для нахождения корня уравнений (VII.7) и (VII.9), дать вместо этого таблицу, позволяющую по данным значениям $m_x z$ и k прямо находить соответствующую приближенную величину корня рассматриваемого уравнения[1].

[1] К статье В. В. Паевского в оригинале приложены составленные А. Н. Типольт «Вспомогательные таблицы для нахождения коэффициентов смертности», здесь не воспроизводящиеся. — *Прим. ред.*

XI

Пусть тем или иным способом (методом непосредственного счета единиц прожитого под наблюдением времени или применением формулы (VII.7) и расчетных таблиц) нам удалось найти достаточно точную величину коэффициента смертности.

Можно ли считать в этом случае задачу измерения смертности изучаемой мигрирующей массы населения окончательно разрешенной?

Напомним еще раз то содержание, какое нами вложено в понятие «коэффициента смертности» (VI.1):

$$m_x = \frac{M_{x+z}}{\int_0^z L_{x+z}\, dz}.$$

Иными словами, под коэффициентом смертности мы понимаем число смертных случаев, приходящееся на единицу прожитого времени. Именно в таком смысле коэффициент смертности нашел свое применение во всех исследованиях по математической (формальной) теории смертности. Коэффициент смертности, взятый именно в таком смысле, имеет ряд достоинств как мера смертности.

Коэффициент смертности позволяет производить над собой операции сложения, вычитания, умножения на число, измеряющее собой величину периода наблюдения, деления на то же число — все это без нарушения логического смысла каждой такой операции, в то время как подобного же рода операции с величинами «вероятности смерти» невозможны без утери логического содержания такого арифметического действия. Кроме того, эти же именно свойства коэффициента смертности позволяют без каких-либо особых оговорок применять коэффициент смертности и для измерения не только «замкнутых», но и сколь угодно текучих масс населения. Наконец, нужно отметить и исчерпывающую ясность, с какой может быть сформулировано самое понятие «коэффициента смертности» как словесно, так и математически. В дальнейшем для избежания недоразумений будем именовать такой коэффициент смертности табличным коэффициентом смертности (в силу того зна-

чения, какое такой коэффициент имеет при построении таблиц смертности) в отличие от несколько иного понятия — обычного коэффициента смертности, о котором речь будет ниже.

Однако табличному коэффициенту смертности свойственны и некоторые недостатки. Основным недостатком его является отсутствие в нем наглядности, той именно наглядности, требование которой обычно предъявляется широкими кругами, оперирующими понятием «смертность населения».

В самом деле, в широких кругах исследователей (медиков, социальных гигиенистов) в понятие «смертности данного населения» вкладывается содержание меры опасности умереть. Если мы говорим, что в населении A смертность вдвое более велика, нежели в населении B, то тем самым мы хотим утверждать, что для лица из совокупности A существует вдвое большая величина опасности умереть, нежели для лица из совокупности B. Следовательно, и употребительные меры смертности должны быть сконструированы именно так, чтобы своей величиной отражать эту вдвое большую величину опасности умереть.

Совершенно очевидно, что табличный коэффициент смертности не может удовлетворить поставленному требованию, как мера смертности. Вдвое более высокий коэффициент смертности населения A по сравнению с B вовсе не говорит о вдвое более высокой опасности умереть лицу из совокупности A. В этом случае совокупности A будет лишь соответствовать вдвое больший (по абсолютной величине) логарифм вероятности, дожития, что является совершенно лишенным наглядности.

Очевидно, что мерой смертности, вполне отвечающей выставленным только что требованиям наглядности, является мера, называемая вероятностью смерти в данном промежутке времени наблюдения или возраста. Именно эта мера совершенно точно отражает понятную всякому меру опасности умереть. В таблицах смертности общего населения именно эта мера и является основным измерителем смертности.

В самом начале настоящего изложения нами было выставлено требование найти такие меры смертности масс населения, подверженных миграциям, какие вполне бы соответствовали и были бы сравнимыми с мерами

смертности, употребительными в статистике общего населения. Таким образом, следует признать, что тот табличный коэффициент смертности, какой можно получать способами, изложенными в предыдущих главах, должен явиться лишь вспомогательным средством, промежуточной величиной, потребной для определения величины вероятности смерти.

Нам остается во избежание недоразумений упомянуть еще об одном измерителе смертности. В статистике общего населения, тогда, когда не имеется в распоряжении таблиц смертности, смертность измеряется с помощью некоторого коэффициента, также имеющего название «коэффициент смертности». Будем называть его в отличие от табличного коэффициента смертности обычным коэффициентом смертности. В популярных руководствах обычный коэффициент смертности определяется как отношение[1] числа смертных случаев, наблюденных за изучаемый период в населении некоторого состава, к числу среднего населения того же состава. При этом обычно остается в высокой степени неопределенным, что собственно следует понимать под понятием среднего населения. Многие авторы понимают под средним населением население, исчисленное к середине изучаемого периода.

Вполне понятно, что неопределенность к формулировке «среднего населения» делает математически неопределенным и само содержание понятия «обычный коэффициент смертности». В тех случаях, когда в течение изучаемого периода численность населения подвержена большим колебаниям, население, вычисленное на середину изучаемого периода, уже вообще перестает подходить к понятию среднего населения. В этом случае стремятся часто вычислять среднее население как среднюю арифметическую из ряда нескольких промежуточных численностей населения, наблюденных за указанный период. При таком способе исчисления среднее население начинает приближаться к величине

$$\frac{1}{z}\int_0^z L_{x+z}\,dz$$

и обычный коэффициент — приближаться к z-кратному

[1] Обычно умножаемое на 1000.

табличному коэффициенту (а если обычный коэффициент вычислен «по расчету на год», т. е. разделен на длину изучаемого периода, то в этих условиях табличный и обычный коэффициенты приближаются к совпадению по величине).

По смыслу же, вкладываемому в него, обычный коэффициент, конечно, стоит гораздо ближе к понятию вероятности смерти.

В тех случаях, например, когда статистический обзор за один и тот же 1925 г. говорит, что коэффициент смертности в Австралии был 9,2, а в Чили 27,8 (на 1000 населения), мы считаем, что смертность в Чили была в три раза выше, чем в Австралии, вкладывая в это понимание убеждение в том, что опасность умереть в Чили втрое более велика, чем в Австралии, т. е. приписываем обычному коэффициенту смертности роль приближенного изображения вероятности смерти.

Нужно заметить при этом, что в статистике общего населения, даже при измерении повозрастной смертности, все три измерителя (обычный, взятый по расчету на год коэффициент смертности, вероятность смерти и табличный коэффициент смертности) столь незначительно разнятся друг от друга по величине, что делается совершенно безразличным, какой из измерителей принимать во внимание.

Совершенно иначе обстоит вопрос при измерении смертности многих мигрирующих масс — например, при измерении смертности в учреждениях. Здесь величина коэффициента смертности (табличного) может резко отличаться от величины вероятности смерти. Поэтому, когда смертность общего населения сопоставляется со смертностью в учреждении, в этом последнем нужно всегда брать вероятность смерти, как величину, по смыслу соответствующую измерителям смертности в общем населении (мера опасности умереть), несмотря на то, что по названию «коэффициент смертности», как будто бы вполне соответствует коэффициентам, приводимым в статистико-демографических обзорах общего населения.

Переход от найденной тем или иным путем величины коэффициента смертности $m_x z$ в наших условиях постоянства силы смертности на изучаемом промежутке осуществляется путем подстановки $m_x z$ в зависимость

$$q_x = 1 - e^{-m_x z} \cdot \qquad \text{(XI.2)}$$

В случае очень малой величины $m_x z$ (например, $m_x z < 0{,}3$) можно осуществить переход от $m_x z$ к q_x с помощью формулы (VIII.2).

XII

Приведем некоторые примеры числовых различий, какие могут получиться при вычислении по обычной формуле (VI.2) и при пользовании уравнением (XII.7) и приложенными в конце изложения таблицам[1]. Попытаемся сравнить действительную величину вероятности смерти (полученную путем непосредственного подсчета числа смертных случаев и суммы прожитого времени) с той величиной вероятности смерти, какая получается по общеизвестной формуле (V.2) и по предложенному нами способу. Ввиду того, что и при выводе обычной формулы (V.2) и при выводе нашего уравнения (VII.7) гипотезы о ходе миграции и о характере смертности совершенно одинаковы, такое сопоставление с удобством может быть произведено на одних и тех же данных. Как известно, предположения эти таковы: миграция распределена равномерно во времени, и смертность (сила смертности μ_{x+z}) является постоянной на данном изучаемом промежутке возраста. При этом для того, чтобы различия были бы более заметны, следует выбрать такие данные, чтобы и миграция и смертность были бы достаточно велики. Кроме того, необходимо, чтобы испытуемые данные о смертности были бы даны в таком виде, при котором представлялась бы полная возможность и непосредственного, достаточно точного подсчета числа прожитых единиц времени.

К сожалению, трудно подобрать фактические статистические данные из непосредственного практического материала, вполне удовлетворяющие всей совокупности выставленных условий, в особенности условию строгой равномерности миграции и постоянству смертности.

В условиях практики почти никогда нет возможности получить статистические данные в детальном виде. Чаще всего все сведения группируются по пятилетним

[1] См. примечание редактора на стр. 142.

интервалам возраста. При такой группировке в нашем распоряжении будут следующие данные.

Дожило под наблюдением до начала изучаемого пятилетнего возрастного периода	$L_x = 90$
Прибыло за весь период	$A_{x+z} = 4800$
Выбыло за весь период	$B_{x+z} = 1200$
Умерло за весь период	$M_{x+z} = 1980$

Отсюда легко получить число доживших до конца возрастного периода

$$L_{x+z}=L_x+A_{x+z}-B_{x+z}-M_{x+z}=$$
$$=90+4800-1200-1980=1710.$$

Вычислим теперь приближенный коэффициент смертности (m'_xz) и коэффициент изменяемости:

$$\frac{2M_{x+z}}{L_x+L_{x+z}}=m_x z=\frac{2\cdot 1980}{90+1710}=2{,}2;$$

$$k=\frac{L_x-L_{x+z}}{L_x+L_{x+z}}=\frac{90-1710}{90+1710}=-0{,}9.$$

Отыскав в таблицах, составленных А. Н. Типольт, строку, соответствующую $m'_xz=2{,}2$, и столбец, соответствующий $k=-0{,}9$, на пересечении находим

$$m_xz=1{,}7585,$$

откуда

$$q_{x/x+5}=1-e^{-1{,}7585}=0{,}8277.$$

Величина $q_{x/x+5}$ полностью совпадает с величиной, найденной путем непосредственного расчета числа прожитых человеко-месяцев. Кроме того, легко определить и величину однолетней вероятности. Принимая во внимание гипотезу о постоянстве силы смертности на изучаемом промежутке, легко находим

$$m_x=\frac{1{,}7585}{5}=0{,}3517\ ,$$

откуда

$$q_{x/x+1}=1-e^{-m_x}=1-e^{-0{,}3517}=0{,}2965.$$

В то же время, применяя обычный метод, мы не придем ни к каким результатам, ибо в условиях столь высокой смертности при наличии значительной миграции формула (V.2) не только дает преувеличенные результаты, но и приводит к абсурду. В самом деле,

$$q_{x/x+5}=\frac{M_{x+z}}{L_x+\frac{A_{x+z}-B_{x+z}}{2}}=\frac{1980}{90+\frac{4800-1200}{2}}=$$
$$=\frac{1980}{1890}=1{,}0476>1.$$

Величина вероятности умереть на протяжении пятилетнего промежутка оказывается больше единицы. По вопросу о величине однолетней вероятности формула (V.2) также не дает никакого ответа. Вообще говоря, формула (V.2) даже в условиях значительно меньшей смертности всегда дает преувеличенную величину вероятности смерти при $k<0$ (коэффициент изменяемости отрицателен, совокупность лиц, доживших под наблюдением, растет с возрастом) и почти всегда преуменьшенную против фактической вероятности смерти, когда $k>0$ (коэффициент изменяемости положителен, совокупность лиц, доживших под наблюдением, убывает). Правильное представление о величине вероятности смерти формула (V.2) дает[1] лишь при $k=0$ (см. уравнения (VII.7) и (VII.9)), т. е. когда величина совокупности лиц, доживших до начала изучаемого промежутка возраста, равна величине совокупности, доживших до конца изучаемого возрастного периода:

$$L_x=L_{x+z}\ ,$$

а также близкие к действительности результаты могут быть получены по формуле (V.2) при очень малой смертности (m_xz мало).

---

[1] Разумеется, в условиях равномерности миграции и постоянства силы смертности на изучаемом промежутке возраста, а также в условиях не слишком высокой смертности.

XIII

Вернемся к основной задаче, сформулированной в главе IV. Задача состоит в определении величины смертности некоторой совокупности, подверженной заметной по величине миграции. Совокупность может состоять из лиц самых разнообразных возрастов.

Как уже выше было сказано, непременным и основным условием, дающим возможность получения правильного представления о величине смертности, есть условие *отдельного* рассмотрения смертности различных возрастных групп. Сильная зависимость смертности от возраста в случаях пренебрежения этим правилом может создать такую комбинацию данных, при которой вычисленный даже наиболее точным способом показатель смертности может потерять всякую статистическую значимость. Отсюда вытекает требование предварительного расчленения всей совокупности на частичные, приблизительно однородные по своему возрастному составу, и необходимость построения отдельных показателей смертности для каждой такой частичной совокупности. При этом, как видно из всего предыдущего изложения, для получения показателей смертности таких частичных совокупностей могут служить два метода. И в том и в другом случае предварительно нужно получить величину коэффициента смертности и лишь впоследствии переходить к исчислению величины вероятности смерти по формуле (VIII. 1):

$$q_{x/x+z}=1-e^{-m_x z}.$$

При этом в первом случае коэффициент смертности m_x исчисляется при помощи непосредственного подсчета числа прожитых под наблюдением единиц времени и числа наблюденных смертных случаев. Во втором случае подсчета числа прожитых единиц времени нет надобности производить, и величина коэффициента смертности за весь изучаемый период возраста $m_x z$ может быть исчислена на основе данных о числе прибывших, выбывших и умерших в данном промежутке возраста (при условии известности числа доживших до начала изучаемого промежутка возраста) по формулам (VII.7), (VII.8) или (VII.9) или путем использования вспомогательных таблиц.

Этим, однако, обычно не ограничивается задача исследования. Чаще всего сами по себе отдельные повозрастные показатели смертности являются малоинтересными для исследователя. Наибольший интерес представляет задача получения единого обобщающего показателя, способного охарактеризовать смертность всей совокупности в целом.

Из общей теории смертности известно, что наиболее совершенным средством для получения таких обобщающих показателей служат таблицы смертности. К построению таблицы смертности для изучаемой совокупности и надлежит переходить по окончании подсчетов повозрастных же вероятностей смерти.

Нет необходимости затрагивать здесь вопрос о самой технике построения таблиц смертности: техника эта вполне общеизвестна. Сделаем здесь лишь некоторые необходимые замечания.

Укажем прежде всего на то, что величина периода времени, в течение которого производятся наблюдения над изучаемой совокупностью, не играет формально никакой роли в тех приемах, какими приходится пользоваться при исчислении показателей смертности. Это совершенно очевидно в том случае, когда коэффициент смертности вычисляется как число смертных случаев, приходящееся на единицу прожитого времени; но точно так же это справедливо и в случае получения величины коэффициента смертности из уравнений (VII.7), (VII.8) и (VII.9), так как в эти уравнения величина периода наблюдения не входит: время в этих уравнениях входит лишь как характеристика величины изучаемого возрастного промежутка[1].

При этом при пользовании вторым из указанных методов необходимо иметь в виду следующее. Конкретные, подлежащие обработке статистические данные всегда самым тесным образом оказываются связанными с некоторым определенным периодом наблюдения.

[1] Разумеется, здесь можно говорить лишь о чисто формальной независимости приемов исчисления от величины периода наблюдения. Стохастическая сторона проблемы, конечно, тесно связана с величиной периода наблюдения. Точно так же и социально-гигиеническое значение полученных в результате показателей в значительной степени может меняться в зависимости от продолжительности времени наблюдения.

Чаще всего, эти данные оказываются сгруппированными по следующим разделам: 1) дана известная возрастная группировка лиц, находящихся налицо к моменту начала наблюдения; 2) дана такая же группировка лиц, прибывших за весь период наблюдения; 3) дана такая же группировка лиц, выбывших за весь период наблюдения; 4) дана такая же группировка лиц, умерших за весь период наблюдения и 5) дана та же возрастная группировка лиц, оставшихся налицо на момент окончания периода наблюдения. Иными словами, имеется примерно такого вида таблица:

Таблица 1

Промежуток возраста*	Находилось налицо к моменту начала наблюдения	Прибыло за весь период наблюдения	Выбыло за весь период наблюдения	Умерло за весь период наблюдения	Осталось налицо на момент окончания наблюдения
1	2	3	4	5	6
$x...x+z$	N_1	A'_1	B'_1	M_1	C_1
$x+z...x+2z$	N_2	A'_2	B'_2	M_2	C_2
$x+2z...x+3z$	N_3	A'_3	B'_3	M_3	C_3
. . . . .	. . .	. . .	. . .	. . .	. . .

* Интервалы могут быть равными и неравными по величине.

С точки зрения нашей постановки задачи очевидно, графы 2 и 3 могут быть объединены в одну; новая суммарная графа будет давать числа «вступивших под наблюдение в данном периоде возраста», т. е. соответствовать числам A_{x+z} в наших прежних обозначениях; точно так же могут быть объединены в одно и числа граф 4 и 5, ибо числа новой суммарной графы будут давать число «выбывших из-под наблюдения в данном промежутке возраста» и соответствовать в нашем обозначении числам B_{x+z}. Обозначим

$$A_i=A'_i+N'_i \quad \text{и} \quad B_i=B'_i+C_i \ .$$

Тогда получим новую таблицу.

Таблица 2

Промежуток возраста	Число лиц, переживших под наблюдением нижнюю границу возрастного интервала	Число вступивших под наблюдение в данном возрастном интервале	Число выбывших из-под наблюдения в данном возрастном интервале	Число умерших под наблюдением в данном возрастном интервале
1	2	3	4	5
$x...x+z$	$L_x=0$	A_1	B_1	M_1
$x+z...x+2z$	$L_{x+z}=L_x+A_1-B_1-M_1$	A_2	B_2	M_2
$x+2z...x+3z$	$L_{x+2z}=L_{x+z}+$	A_3	B_3	M_3
. . . . .	$+A_2-B_2-M_2$	. . .	. . .	. . .

Каков бы ни был по величине период наблюдения, всегда можно сказать, что из числа лиц, вступивших под наблюдение в интервале возраста $(x,\ x+z)$, нижнюю границу следующего возрастного интервала $(x+z)$ переживут под наблюдением все указанные прибывшие, за исключением тех из них, которые и к концу времени наблюдения останутся в том же возрастном интервале (C_1), а также за исключением выбывших (B'_1) и умерших (M_1). Отсюда на основании уравнения (VI.4)

$$L_{x+z}=L_x+A_{x+z}-B_{x+z}-M_{x+z}$$

легко получить последовательно все числа графы 2 предыдущей таблицы. После этой операции указанная таблица даст весь необходимый материал для применения уравнения (VII.7), (VII.8) и (VII.9) или для пользования вспомогательными таблицами.

Отметим еще одно обстоятельство. Обычно при построении таблиц смертности в основу всех дальнейших вычислений кладется величина вероятности смерти $(q_{x/x+z})$, почему исследователи и стремятся вычислить в первую очередь эту величину. При применении же изложенных здесь методов прежде всего получается величина коэффициента смертности m_xz.

Нужно сказать, что построение всех граф обычной таблицы смертности не менее просто осуществляется и

при пользовании величиной $m_x z$ в качестве первоначально данной.

В самом деле, пусть для ряда возрастных промежутков[1] получен ряд величин коэффициентов смертности:

$$m_1 z_1;\ m_2 z_2;\ \cdots m_i z_i;\ \cdots m_n z_n,$$

где

$$z_1+z_2+\cdots+z_i+\cdots+z_n=\omega.$$

Тогда в высшей степени просто можно вычислить числа доживающих

$$l_{z_1}=l_0 e^{-m_1 z_1};\quad l_{z_2}=l_0 e^{-m_1 z_1} e^{-m_2 z_2}=l_0 e^{-m_1 z_1-m_2 z_2}\quad \text{и т. д.}$$

и уже из чисел доживающих построить все остальные графы таблицы.

Очень удобно также пользоваться последовательным рядом коэффициентов смертности для получения общей вероятности дожития или смерти на всем протяжении изучаемого периода возраста (например, в случае необходимости получения величины вероятности смерти на первом году жизни, как результата изучения смертности на детальных отрезках возраста первого года жизни):

$$p_{0/z}=e^{-\sum_1^n m_i z_i};$$

$$q_{0/z}=1-e^{-\sum_1^n m_i z_i}.$$

Простое сложение всех найденных подряд коэффициентов смертности и несложные логарифмические вычисления сразу приводят к искомой величине вероятности смерти на всем изучаемом интервале, без необходимости получения промежуточных величин вероятностей смерти и без обращения к построению таблицы смертности.

XIV

Приведем некоторые примеры использования изложенных методов.

[1] Промежутки могут быть равными или неравными по величине.

По отделению для недоношенных детей Ленинградского института охраны материнства и младенчества за период времени с 1925 по 1930 г. собраны следующие данные:

Таблица 3

Возраст в месяцах	Число детей			Число доживших	$m'_x z$	k	$m_x z$	q_x
	прибывших	выбывших	умерших					
1	2	3	4	5	6	7	8	9
0—1	429	24	85	0	0,53	—1,0	0,49	0,387
1—2	92	99	54	320	0,19	0,1	0,19	0,173
3—5	28	126	32	259	0,16	0,3	0,16	1,148
6—11	6	101	2	129	0,20	0,6	0,02	0,020
Всего . .	555	350	173	32	—	—	0,86	—

В табл. 3 графы 2, 3, 4 заполнены на основе непосредственного наблюдения. Графа 5 — число доживших — получена способом, указанным в предыдущей главе. Числа граф 6 и 7 получены по формулам (VI.2) и (VI.3). Числа графы 8 определены при помощи вспомогательных таблиц, составленных А. Н. Типольт. Наконец, числа графы 9 (q_x) получены из уравнения (VIII.1):

$$q_x=1-e^{-m_x z}.$$

Пользуясь выражениями предыдущей главы:

$$q_{0/z}=1-e^{-\sum_1^n m_i z_i},$$

легко найти

$$q_{0/1}=1-e^{-0,86}=0,577,$$

что представляет собой величину вероятности недоношенному ребенку умереть до достижения возраста 1 года (в условиях наблюдения).

Пользуясь теми же числами граф 2, 3 и 4, вычислим величину вероятности смерти на первом году жизни при

помощи обычного метода, т. е. применяя для вычисления вероятности смерти формулу (V.2):

$$q_x = \frac{M_x}{L_x + \frac{A_x - B_x}{2}} .$$

Возраст в месяцах	Числа доживающих	Числа умирающих	Вероятность смерти
0	1000	420	0,420
1	580	99	0,170
3	481	73	0,152
6	408	10	0,025
12	398	—	—

Число доживших до 1 года (из 1000) оказывается равным 398, что дает величину вероятности смерти на первом году жизни

$$q'_{0/1} = 0{,}602,$$

т. е. величину, преувеличенную на 4,3%.

Другой пример можно привести из области статистики социального страхования.

В табл. 4 приведены данные о движении и смертности инвалидов труда обоего пола, причиной признания коих инвалидами послужил туберкулез легких (Ленинград, 1924—1926 гг.).

В графе 9 приведены пятилетние вероятности смерти, полученные из коэффициентов смертности ($m_x z$) путем перехода

$$q_{x/x+5} = 1 - e^{-m_x z} .$$

В графе 10 для сравнения даны величины вероятности смерти, полученные непосредственно по обычной формуле (V.2):

$$q'_{x/x+5} = \frac{M_{x/x+5}}{L_x + \frac{A_{x/x+5} - B_{x/x+5}}{2}} .$$

Сопоставление приводит к следующим заключениям:

1. Для первого интервала возраста применение обычной формулы (V.2) вообще не дает возможности производить дальнейшие исчисления, так как в результате получается величина вероятности смерти, большая единицы.

2. Во всех случаях, когда $k<0$, значения вероятностей смерти, получаемые по формуле (V.2), являются преувеличенными.

3. В случае, когда $k>0$, величины вероятностей смерти, вычисляемые по формуле (V.2), оказываются то большими, то меньшими, нежели те же величины, исчисленные при помощи таблиц.

Это последнее обстоятельство делается понятным при сопоставлении основных уравнений (VII.7) и (VII.8) с формулой (V.2). Как было указано, формула (V.2) может быть получена при помощи того приближенного значения $m_x z$, какое получается при отбрасывании всего второго члена правой части уравнения, т. е. при помощи $m'_x z$. Если $k>0$, то такое отбрасывание второго члена ведет к уменьшению величины коэффи-

Таблица 4. СМЕРТНОСТЬ ТУБЕРКУЛЕЗНЫХ ИНВАЛИДОВ

Возраст в годах	Прибыло	Выбыло	Умерло	Дожило до начала возрастного интервала	$m'_x z$	k	$m_x z$	$q_{x/x+5}$	$q'_{x/x+5}$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
15—19	41	11	17	0	2,62	—1,0	1,98	0,862	Больше 1 (1,133)
20—24	337	172	81	13	1,47	—0,8	1,26	0,716	0,848
25—29	581	398	136	97	1,13	—0,2	1,09	0,664	0,721
30—34	604	448	122	144	0,76	—0,1	0,75	0,528	0,550
35—39	635	527	110	178	0,62	0,0	0,62	0,462	0,479
40—44	748	551	156	176	0,79	—0,1	0,78	0,542	0,568
45—49	761	569	128	217	0,51	—0,1	0,50	0,393	0,409
50—54	784	670	141	281	0,53	0,1	0,53	0,411	0,417
55—59	478	491	79	254	0,38	0,2	0,38	0,316	0,319
60—64	247	287	50	162	0,43	0,4	0,44	0,356	0,352
65—69	80	118	19	72	0,44	0,7	0,47	0,375	0,358
70—74	28	25	7	15	0,54	0,2	0,55	0,423	0,424
75—79	17	16	3	11	0,30	0,1	0,30	0,259	0,261
80—84	5	12	2	9	0,44	1,0	0,48	0,381	0,364
Всего	5 346	4 295	1 051	0					

циента смертности против его действительного значения. В дальнейшем, однако, для перехода от коэффициента смертности к вероятности смерти используется неточная (в наших предпосылках постоянства смертности внутри возрастного интервала) формула

$$q_x = 1 - e^{-m_x z}$$

и приближенная

$$q_x = \frac{2m'_x z}{2 + m'_x z},$$

дающая всегда преувеличенное значение для вероятности смерти. Отсюда, в зависимости от сравнительной величины этих двух погрешностей противоположных знаков, возможно в окончательном результате получение как преуменьшенных, так и преувеличенных величин вероятностей смерти при пользовании обычными методами.

Заметим еще, что в разбираемом нами примере даже разбитие возрастного интервала (15—19 лет) на однолетние группы не привело к возможности непосредственного использования формулы (V.2). Для возраста 18 лет получается все-таки величина вероятности смерти, большая единицы.

Сами по себе расхождения в дальнейших величинах вероятностей смерти (q_x и q'_x) значительны, и при продолжении исчислений оба метода могут дать существенно отличные друг от друга результаты.

Укажем хотя бы на то, что величину средней продолжительности жизни туберкулезного инвалида для возраста моложе 20 лет, при пользовании формулой (V.2) нет возможности определить, ибо нельзя строить таблицу смертности, имея для некоторых возрастов вероятности смерти, большие единицы. При построении же таблицы смертности, начиная с возраста 20 лет, получаем при использовании величин, определенных из формулы (V.2), величину средней продолжительности жизни в 3,80 лет, в то время как применение более точного метода дает для того же возраста величину 4,40 лет.

Ошибка при пользовании общеупотребительными методами в определении этого весьма существенного показателя достигает, таким образом, 13,6%.

О ПРИМЕНЕНИИ АНАМНЕСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ В ДЕМОГРАФИИ[1]

I. Введение

Наименование «анамнестический метод» в последние годы нередко присваивается одному из приемов статистического наблюдения. Метод имеет применение в тех областях статистики, где объектом наблюдения бывает человек, и, как показывает уже само наименование, связан с собиранием сведений о прошлом.

Наименование метода произошло от употребляемого в медицине термина «анамнез». Анамнез означает «сообщение больного или окружающих его лиц о предшествовавших данному заболеванию условиях жизни и всей истории болезни», или, иными словами, «анамнез— это медицинская биография больного, изложенная по периодам жизни» [24][2].

Присвоение методу названия «анамнестический» делает, следовательно, ударение на характерном для метода моменте получения сведений путем опроса о прошлом по воспоминаниям.

Следует отметить, что термин «анамнестический» не употребляется неизменно во всех печатных работах, в которых говорится о применении метода. Ниже будет употребляться преимущественно этот термин, так как

[1] Написано совместно с А. П. Яхонтовым, Опубликовано в кн.: «Труды демографического института АН СССР» т. 1, Л., издательство АН СССР, 1934, стр. 135—212. Печатается с сокращениями.

[2] Здесь и далее цифра в скобках указывает на литературный источник, приложенный в конце статьи.

другие термины, встречающиеся наряду с термином «анамнестический метод», или являются более узкими по содержанию («метод братьев и сестер») [14], или вообще очень мало выражают содержание сущности метода («метод собирания данных по опросу населения» [3], «метод, предложенный Баткисом» [1] и др.). За употребление термина «анамнестический метод» говорит и то, что в статьях, посвященных обоснованию и разъяснению метода, впервые вводивших его в литературу, он именуется анамнестическим [1]. Другой вопрос, конечно, вполне ли соответствует наименование метода его содержанию, дается ли названием необходимая сжатая, но адекватная характеристика метода. Этот вопрос может быть разрешен только после уяснения всех свойств и тех особенностей метода, которые отличают его от других методов статистического наблюдения.

В СССР первое применение метода в том понимании, какое ему дается в настоящей работе, относится к послереволюционному времени[1]. Многие темы, поставленные после революции и в области углубленного изучения народнохозяйственных процессов, и человека как основной и первой цели этих процессов, нередко оставались недостаточно развитыми или даже совсем не изучались из-за недостатка необходимых статистических материалов. И если удавалось получить некоторые не всегда доброкачественные материалы, относящиеся к современному состоянию изучаемого явления, то развитие явления в прошлом оставалось статистически совершенно неосвещенным. Изучать же явление не зная его развития, не только трудно и неправильно, но иногда и просто невозможно.

Так, после революции получил совершенно иное, чем прежде, содержание вопрос о судьбе так называемых малых народностей. Постоянное длительное замедление прироста населения или в некоторых случаях даже прямое убывание численности населения в дореволюционной России было отмечено в отношении многих народностей (остяки, мари, вогулы, буряты, калмыки, камчадалы, гиляки, алеуты, тунгусы и др.). Но изучение процессов «угасания» этих народностей не получало соответствующего теме объема и значения. Нередко изучение извращалось великодержавными установками, заранее определявшими явление «вырождения» народности. Большинство же работ, посвященных этому вопросу, не находило полного и убедительного ответа, так как приемы изучения и методика исследования не давали часто даже возможности правильного разрешения вопроса. Не ставилось цели изучить проблему воспроизводства населения, а производилось только сопоставление имевшихся за различные годы сведений о численности той или иной народности. С. Патканов в часто цитируемой книге «О приросте инородческого населения Сибири» [17] собрал богатый статистический материал «для освещения вопроса о вымирании первобытных племен». С. Патканов использовал данные периодических учетов населения: ревизий, производившихся довольно регулярно с первой четверти XVIII в., использовал архивные материалы и данные переписи 1897 г. Сопоставляя численность отдельных народностей на различные даты, С. Патканов делает заключение о приросте или убыли населения, о вымирании или о благоприятных тенденциях роста. Такого типа работы очень часты. Перепись населения 1926 г. дала новый материал о численности отдельных народностей, т. е. дала возможность продолжить сопоставление [10]. Но очевидно, что простое установление факта убыли населения не говорит еще об угасании, вырождении данной народности. Убыль населения может быть результатом очень многих причин: денационализации, смешения или ассимиляции с соседними народностями, миграции выселения, превышения смертности над рождаемостью, причем послед-

[1] Как будет ясно из дальнейшего изложения, настоящая работа понимает термин «анамнестический метод» очень ограничительно. В понятие «анамнестический метод» включаются только те приемы статистического изучения, которые полностью удовлетворяют специфическим требованиям метода. Поэтому в работе строго различаются статистические исследования, проведенные по анамнестическому методу, и те исследования, которые, хотя и применяли собирание материалов путем опроса о прошлом по воспоминаниям или путем выборки из относящихся к прошлому документов, но не пользовались анамнестическим методом в его специфической форме. Исследования второго рода остаются вне поля зрения настоящей работы, и упоминание о них в тексте носит исключительно иллюстративный характер.

няя причина в свою очередь может быть следствием или понижения плодовитости и, следовательно, уменьшения числа рождений, или особенно сильной смертности (чаще всего детской), или, наконец, следствием исторически сложившейся неблагоприятной возрастно-половой структуры населения, когда численность женщин в производительном возрасте слишком мала, чтобы воспроизводство населения происходило нормально.

Все эти причины оставались невыясненными при простом сопоставлении численности населения отдельных народностей. Оставались в стороне, не получая никакого прямого освещения, и причины, влияющие на «угасание» народности. Только косвенными рассуждениями удавалось поставить в связь факт уменьшения населения с условиями экономического, физиологического и другого характера.

Зависимость различных элементов естественного движения населения от условий экономических, культурно-бытовых и физико-географических не подлежит сомнению. Влияние этих условий обычно сильнее, чем влияние национальных различий. Наиболее же сильным фактором являются условия культурно-экономические, которые ясно сказываются даже внутри одного и того же племени [22].

Перед современным исследованием встала трудная задача получения материала для характеристики всего комплекса вопросов. Необходим был материал в той именно форме и того содержания, которые требовались для исследования. Материал должен был осветить не только современное состояние, но и дать динамическую характеристику вопросов.

Но ретроспективное изучение наталкивалось на скудность материала. Отсутствие достаточного интереса к проблеме делало крайне бедными официальные источники. Так, регистрация актов гражданского состояния, как правило, дающая необходимый и точный материал для характеристики основных демографических процессов (рождаемость, смертность, брачность), и в настоящее время еще не вполне налажена во всех местностях СССР; материалы же о прошлом иногда совершенно отсутствуют.

В отчетах многих экспедиций, ставивших в числе своих задач и задачи демографических исследований, име-

ются замечания о «скудности демографического материала», который удавалось собрать.

Данные о прошлом, выбираемые из метрических книг, исповедных записей, церковных архивов и прочих источников, страдают большими проблемами и дефектами. Так, И. И. Майнов [12], говоря о якутском населении, перечисляет ряд вопросов, которые «до настоящего времени остаются или слишком слабо освещены или даже совершенно открыты: а) изменение рождаемости по годам, географическим районам, по полу, б) различия смертности по географическим районам, по полу, по возрастным группам, в) о совпадении или несовпадении годов, демографически наиболее благоприятных или неблагоприятных, с годами, наиболее или наименее благополучными в хозяйственном отношении, и г) о размерах и характере внутренних перемен в якутском населении».

Таким образом, и современное состояние процессов воспроизводства населения, и особенно развитие их в прошлом, и связь этих процессов с факторами географическими, экономическими, культурно-бытовыми в отношении многих народностей оставались до последнего времени не изученными из-за отсутствия материалов. Экспедиционная деятельность, широко развернувшаяся в последние годы, только в незначительной мере включала в круг своих задач демографические исследования. Происходило это не столько от недостатка интереса к проблемам такого рода, сколько от недостатка научно разработанных методов исследования.

Под воздействием всех этих причин — почти полного отсутствия статистических данных, неимения методики собирания материала по демографии этих народностей в условиях экспедиционной деятельности — создавался метод, получивший наименование анамнестического.

Метод имел целью дать не только возможность получить материал, характеризующий развитие явления, без чего немыслимо никакое исследование, но и само получение материала о прошлом подчинить требованиям современного исследователя.

Метод, следовательно, преодолевал затруднения, выражавшиеся в отсутствии материала о прошлом, и

создавал приемы изучения прошлого по программе и установкам настоящего времени.

Такова вкратце история возникновения анамнестического метода. Наименование метода отразило историю и причины его возникновения, но дает очень мало для понимания существа метода. Анамнестический метод, будучи по первому поверхностному толкованию методом получения материалов о прошлом, не должен быть принят как метод только собирания материалов. Еще в большей мере, чем в собирании материала, его специфические особенности, определяющие его особое место среди других статистических методов, заключаются в способах обработки материала.

II. О собирании материала

1. В ближайшем изложении предполагается дать характеристику способов собирания материала при анамнестическом методе по имеющимся в печати описаниям его применения, не выходя за границы обычно встречающегося толкования[1].

Область применения метода отчасти уже очерчена. Это социальная статистика, статистика санитарная, труда и быта, социального здоровья. Преимущественное значение метод имеет в вопросах демографических, при изучении процессов воспроизводства населения (плодовитость, рождаемость, смертность, брачность).

Основная задача метода тоже отмечена — это ретроспективное изучение явлений. Процессы воспроизводства населения изучаются в их развитии, а не только в современном состоянии.

Анамнестический метод, изучая явление, наблюдает признаки его не на определенный момент, но накопленное проявление их за целый более или менее длительный отрезок времени.

[1] Замечание такого же рода должно быть сделано и к следующему (III) разделу. В обоих разделах мы стремились, во-первых, дать описание практически применяющихся и в той или иной степени уже оформившихся приемов собирания и обработки материалов, свойственных анамнестическому методу, во-вторых, наметить некоторые общие выводы для оценки имеющейся практики анамнестического метода. Изложение законченных формулировок, системы приемов и теории анамнестического метода не имеет смысла.

Организация наблюдения при анамнестическом методе ничем не отличается от обычной организации. Осложняет организацию не сам метод, а те условия, в которых чаще всего метод применяется: экспедиционная работа, производство обследования среди населения малокультурного, нередко необходимость говорить с населением через переводчика.

Специальные вопросы, стоящие в программах обследований, заставляют обычно вести обследования силами если не специалистов, то, во всяком случае, высококвалифицированных регистраторов. Выработка программы исследования получает при анамнестическом методе особенно ответственное значение. Программа должна быть возможно краткой, так как ответы даются по воспоминанию. Приходится с максимальной осторожностью намечать признаки, подлежащие регистрации, имея в виду соблюдение двух условий — краткости и ясности программы, с одной стороны, и такого ее содержания, которое позволяло бы получить о прошлом полный материал, характеризующий как объект наблюдения — человека, так и главнейшие элементы среды и жизненных условий.

Объектом наблюдения обычно является (в производившихся обследованиях) отдельный человек. Опросные бланки могут быть как индивидуальными карточками, личными листками, так и в виде посемейных, подворных списков. Причем последняя форма опросного бланка в тех случаях, когда она употребляется, не создается только вследствие технических требований, но связана нередко с существом метода. Посемейный, подворный опрос позволяет часто точнее ограничить совокупность объектов, подлежащих наблюдению.

Анамнестический метод, как всякий статистический метод «имеет дело с изучением коллективов или «совокупностей».

Установление границ изучаемой совокупности зависит от целей исследования. Например, при изучении детской смертности калмыцкого населения такой совокупностью будет калмыцкое население; при изучении зависимости производительной функции женщины от участия женщины в промышленном труде изучаемой совокупностью становятся женщины, занятые в производстве, и т. п.

Очевидно, что условия, в которых имеет обычное применение как метод, так и его основное свойство — опрос о прошлом, побуждают стремиться к возможному сужению совокупности.

Не только забота об экономии сил и средств, но и прямая невозможность изучить всю совокупность в целом заставляет часто переходить от сплошного наблюдения к наблюдению частичному, выборочному.

Статистический метод наблюдения, при котором отыскание характеризующих совокупность сводных признаков идет путем изучения не всей совокупности, а отдельных выбранных единиц, именуется в статистике выборочным методом. Выбор единиц для изучения должен быть произведен так, чтобы отобранные единицы, составляющие часть совокупности, отображали, «репрезентировали» всю совокупность. Эта цель определяет способ отбора.

Выбор может быть или случайным, или типическим, т. е. единицы включаются в выборку или путем случайного отбора, при котором каждая единица имеет одинаковые шансы попасть в выборку, или путем типического отбора, когда предварительно вся совокупность разделяется на типические группы, и в выборку затем включаются (опять-таки путем случайного отбора) единицы из каждой типической группы.

Возможны некоторые видоизменения случайной выборки, когда отбирается не каждая отдельная единица, а сразу некоторая совокупность единиц, являющаяся частью общей совокупности. Так, например, возможно изучение населения какого-либо района вести или отбирая необходимое число единиц путем случайной выборки (изучают каждого пятого, десятого и т. д.), или изучая сплошь население нескольких селений обследуемого района (пятую, десятую часть общего числа селений, в зависимости от величины селения).

Анамнестический метод в тех случаях, когда он применяется при выборочных наблюдениях, очевидно, должен подчиняться всем требованиям методологии выборочных исследований. Цели исследования могут несколько видоизменять способ отбора. Так, в одном случае исследователя может интересовать установление закономерностей развития явления по периодам или в связи с каким-либо фактором (например, изменение плодовитости женщин в связи с занятостью на производстве), т. е. интерес сосредоточен преимущественно на изучении изменений внутри наблюдаемой совокупности.

В другом случае исследование ведется с целью перехода от характеристики части совокупности к характеристике совокупности в целом. Например, распространить коэффициент детской смертности, полученный в результате наблюдения населения нескольких селений, на всю изучаемую народность и т. п.

В обоих случаях все обычные требования, предъявляемые к методу отбора, должны быть соблюдены.

При применении анамнестического метода в условиях экспедиционной работы соблюдение сложных требований для типической выборки очень затруднительно, почти невозможно. Поэтому применяется обычно случайная выборка.

Теория выборочного метода указывает порядок определения количества единиц, подлежащих включению в выборку. В условиях обычного применения анамнестического метода часто бывает трудно выполнить требование о надлежащем количестве отобранных единиц для получения результатов желаемой точности. Установление пределов погрешности и степени точности результатов, полученных путем выборочного изучения, при анамнестическом методе обычно происходит поэтому не перед началом собирания материала, а переходит в начальную стадию разработки и анализа материала.

Степень точности получаемых результатов зависит не только от количества отобранных единиц, но еще в большей мере от качества этих единиц.

Устранение погрешностей, зависящих от качества отобранных единиц, при анамнестическом методе приобретает очень существенное значение, тем более, что нередко обстановка и условия, в которых производится исследование, невольно направляют по неверному пути. Так, вместо отбора единиц требуемыми способами — чисто случайно, случайно-механически — типически-частичная совокупность создается или совершенно беспорядочно, или, что еще хуже, с бессознательным допущением уже некоторого отбора. Например, опросу подвергаются те, кто обращается за медицинской помощью, или женщины, являющиеся в консультацию по охране

материнства и младенчества, и пр. Очевидно, что в последнем случае отобранная частичная совокупность не может служить целям отображения всей совокупности, «репрезентирования» ее. Полученные при изучении сводные признаки не могут в этом случае вполне надежно характеризовать совокупность.

Подчиняясь (теоретически) всем требованиям общей методологии выборочных исследований, анамнестический метод не вносит никаких специфических особенностей.

Точно так же анамнестическому методу несвойственны какие-либо методологические особенности в общем вопросе — установления границ изучаемых совокупностей. Ясно поставленная цель исследования, точная формулировка изучаемых признаков определяют объем и границы совокупности.

Общая техника собирания материала при анамнестическом методе тождественна с общестатистической техникой при наблюдениях подобного рода (переписях населения, санитарных, культурно-бытовых обследованиях и т. п.).

Обычно опрос и запись ведутся регистратором лично. Но не исключена возможность применения как самоисчисления (когда опрашиваемые, получившие от регистратора бланки и инструкции, вписывают ответы сами), так и рассылки опросных бланков с напечатанными инструкциями по почте и т. п.

Опрос может принимать различные формы — в одном случае ведется в отношении самого опрашиваемого, в другом — от опрашиваемого собираются сведения о людях, ему хорошо известных, или бывает смешанная форма. Так, например, при изучении плодовитости опрашиваемая дает показания о своей личной жизни, сообщает сведения о своем браке, беременности и т. п. (прямая форма). Или при изучении детской смертности мать дает сведения о детях, их рождении и смерти (смешанная форма опроса).

В тех же случаях, когда наступление признака исключает возможность получать сведения непосредственно от тех лиц, у кого этот признак наступил (изучение смертности), сведения собираются косвенным путем, через других лиц.

При изучении детской смертности опрашиваются ма-

тери. При изучении же смертности взрослого населения опрос матерей часто невозможен, а еще чаще затруднен и не достигает цели, так как семейные связи разрываются.

В таких случаях опрашивается взрослое население (устанавливается точная граница, с какого возраста население подлежит опросу) о судьбе их братьев и сестер или сверстников.

По этому способу опроса и сам метод именуется иногда «методом братьев и сестер». Название заимствовано у Вейнберга [6], предложившего особый метод собирания (и разработки) статистических материалов о наследственности заболеваний.

2. Сказанное выше отмечает незначительные видоизменения, вносимые анамнестическим методом в установившуюся статистическую практику. Чтобы отметить, наконец, специфические особенности метода, следует возвратиться к отмеченному признаку анамнестического метода — опросу о прошлом.

Было отмечено, что при анамнестическом методе проявление изучаемого признака в данной совокупности изучается не на один определенный момент, а за целый более или менее продолжительный отрезок времени.

Но указание, что анамнестический метод изучает явление за прошлое время, не является еще достаточным для характеристики метода. Не всякий опрос о прошедших событиях, не всякое статистическое изучение прошлого неизбежно входит в понятие анамнестического метода. В этом заключается некоторая неточность наименования метода.

Возьмем конкретный пример. Подробное изложение этого примера даст возможность при дальнейшем изложении более отчетливо понять особенности анамнестического метода.

В 1926 г. в Якутской АССР одной из местных консультаций для беременных и детей РОКК'а было произведено небольшое обследование санитарно-демографического характера. Врач Васильевская, знакомящая с результатами обследования, пишет [5]: «Мысль описать тяжелые условия, в которых живет женщина-якутка и ее ребенок, не нова. Каждый в отдельности, живя

в Якутии, говорит о родовой способности якутки, об огромной детской смертности»... но «нет цифр, нет выводов, нет практических пожеланий». Приводя полученные в результате обследования проценты умерших детей, среднее число родов на одну якутку и пр., автор замечает: «Показатель рождений у якуток колоссален, говорящий за огромную способность якутки к размножению. Этот показатель говорит против вырождения якутов как нации. В то же время показатель смертности якутских детей заставляет призадуматься, так как наступил уже момент, когда прирост населения в некоторых местностях дает незначительные величины, а в других отрицательные. Процент выживаемости якутских детей весьма низок».

Эта выдержка из статьи врача Васильевской очень типична по содержанию поставленных задач. Цель совершенно ясна — установить, как совершается процесс воспроизводства якутского населения, ответить на вопрос, идет ли процесс «угасания», вымирания, и уловить причины, влияющие отрицательно на воспроизводство населения. Достаточно ясно намечены и вспомогательные задачи — определить величины плодовитости, рождаемости, смертности. Но разрешение поставленных задач очень неполное.

При обследованиях применялся следующий опросный бланк:

1. Имя, отчество, фамилия
2. Возраст
3. Национальность
4. Социальное положение
5. Род занятий
6. Образование
7. Год появления менструаций
8. Возраст выхода замуж
9. Количество родов
10. Сколько детей живых
11. Сколько умерло
12. Возраст умерших
13. Причины смерти детей
14. Как кормит детей
15. До какого возраста кормит грудью
16. Кто принимает роды
17. Адрес

(Одновременно обследующая вносит в анкету описание всей обстановки жилья, условий жизни женщины.)

В цитируемой статье, анализирующей результаты обследования, не дается описания организации и техники собирания материала, поэтому нельзя узнать, как производился отбор опрашиваемых (можно заключить только, что обследование производилось путем выезда, т. е. опросу подвергались не те из якуток, которые являлись в консультацию). Но для общей оценки результатов и метода обследования это несущественно.

Опрос, как видно из содержания опросного бланка, касался не только настоящего состояния, но и требовал ответов по памяти о прошлом. Таким образом, и по цели обследования и по способу собирания статистических материалов о прошлом имеется почти полное совпадение с отмеченными выше чертами, характерными для анамнестического метода. Но, несмотря на это совпадение, нельзя все-таки говорить о применении в данном случае анамнестического метода наблюдения.

Вследствие того, что при обследовании не был применен действительно анамнестический метод, задачи обследования разрешены были очень неполно. На основной вопрос о воспроизводстве населения обследование ответа не дало.

Можно привести очень много примеров обследований, при которых опрос велся о прошлом, которые ставили себе задачи, совершенно тождественные с задачами, разрешаемыми при помощи анамнестического метода, и метод которых все-таки очень далек от подлинной формы анамнестического метода.

3. Окончательное представление о сущности анамнестического метода можно составить только после ознакомления с применяемыми при нем способами разработки, теперь же при описании способов собирания материалов можно лишь наметить эту окончательную формулировку сущности метода.

Все изложенное выше приводит к следующим заключениям: с одной стороны, с точки зрения техники обследовательской работы обследование, проводимое при посредстве анамнестических методов, весьма сходно с обычными операциями переписного характера: оно проводится специальным регистрирующим персоналом, в условиях выезда регистраторов к опрашиваемым субъектам; путем опроса заполняется, как и при переписи, бланк на каждого опрошенного; опросу подвергается лишь наличное население; может быть установлен специальный критический срок для момента опроса,

и ряд ответов на некоторые вопросы (возраст, современное социальное, семейное положение и т. п.), как и в переписи, должен дать картину структуры обследованного населения на момент, соответствующий критическому сроку.

Однако есть и глубокое различие между обычной демографической переписью и обследованием, проводимым по анамнестическому методу.

Прежде всего содержание основного предмета обследования и цели обследования являются резко отличными от переписных. Цель анамнестического обследования состоит в том, чтобы дать картину структуры некоторого населения на данный момент, вопросы структуры в этом случае являются лишь вспомогательными. Путем анамнестических обследований изучается частота тех или иных событий, происходивших за определенные промежутки времени в среде обследующего населения, — частота вступлений в брак, рождений, заболеваний, явлений физиологического и патологического характера — словом изменений состояния за некоторые сроки.

Как известно, статистическое изучение подобных вопросов не ведется переписным методом. Для статистики изменений состояния применяется метод текущей регистрации.

С точки зрения и содержания и цели исследования, проводимые по анамнестическому методу, гораздо более связаны с исследованиями, проводимыми методами текущей регистрации, несмотря на то, что сама методика обследования внешне крайне похожа на переписную.

Однако исследования, проводимые по анамнестическому методу, имеют и большое отличие от исследований, проводимых методами текущей регистрации. При применении методов текущей регистрации, исследование обычно ограничивается календарным годом.

Обследование же, проводимое методами анамнеза, всегда регистрирует явления, накопленные в памяти опрашиваемых за длительный прошлый период времени, и разработка объединяет весь этот длинный период окончательными итогами. При этих условиях в обследованиях, проводимых по анамнестическому методу, характеристика явления по признаку времени приобретает особо важное значение. Регистрируется, как отмечено, проявление признаков данного явления в накопленном за целый отрезок времени виде. Регистрация изменений, совершившихся в этот отрезок времени, происходит в результате воспоминаний опрашиваемых. И вот существеннейшей характерной чертой анамнестического метода является то, что при опросе ставится не общий вопрос о наступлении или ненаступлении признака, что при обычных формах статистического наблюдения имеет иногда самодовлеющее значение, но непременным условием является получение точной датировки регистрируемого события. Наступление признака должно быть непременно отнесено к определенному моменту времени, отмечаемому или установлением календарного года, или точного возраста опрашиваемого в момент наступления признака, или путем отнесения к моменту опроса (сколько лет назад). Во всех случаях, кроме того, непременно ставится вопрос о возрасте опрашиваемого в момент опроса.

Эти требования точной датировки наступления признаков изучаемого явления обусловливают форму постановки вопросов при собирании материала и сами обусловлены формами и способами разработки.

При анамнестическом методе не только не может иметь значения простое установление факта наступления признака, но является недостаточным отметить только одну дату наступления признака. Так, при опросе (с целью изучения смертности) о случаях смерти в семье опрашиваемого совершенно не имеют цены такие ответы: «случаи смерти были» («не были»), «было 3 случая смерти», «умерли 2 брата и сестра». Недостаточны и такие ответы: «в 1925 г. умер брат, в 1928 г. умерла сестра» и т. п. Наступление признака при анемнестическом методе должно получить характеристику во времени по трем разрезам, с трех сторон — хронологически, по возрасту опрашиваемого и по поколению, к которому принадлежит опрашиваемый. Этого требует метод разработки, и соответственно этим требованиям должна строиться программа опроса. Для достижения этого необходима, но не всегда достаточна, постановка двух вопросов — точный возраст опрашиваемого в момент опроса и точный возраст его в момент наступления признака. Из этих двух вопросов, поставленных с точностью

по крайней мере до месяца, могут быть выведены требуемые три определения во времени момента наступления признака.

Может быть дана и более развернутая формулировка вопросов: точный возраст в момент опроса (или год рождения), возраст при наступлении признака и год, когда признак наступил (последняя формулировка наиболее правильна и желательна).

В случаях, когда сведения собираются не в отношении самого опрашиваемого, а третьих лиц, вопросы должны иметь то же содержание.

Постановкой этих вопросов достигается возможность получить характеристику момента наступления признака во времени в трех аспектах: 1) возраст (опрашиваемого или другого лица) в момент наступления признака, 2) поколение, к которому принадлежал опрашиваемый, 3) хронологическая характеристика, эпоха. Во времени же с точной датировкой должны быть охарактеризованы и те явления (состояния), в связи с которыми изучается основное явление.

4. Необходимость и значение этих характеристик по трем линиям времени станут яснее, когда речь будет идти о способах разработки, применяемых при анамнестическом методе. Теперь же необходимо только кратко отметить это и кратко же остановиться на том своеобразном превращении, которое получает материал при таких приемах характеристики.

Опрашиваемый должен восстановить по памяти события из своей (или из чужой) жизни за определенный отрезок времени. Его жизнь за фиксируемый отрезок времени вытягивается в одну линию, линию жизни, которая разделяется на отдельные отрезки — года, каждое из событий, наступление каждого признака, относится к определенному отрезку — году. Прошлая жизнь опрашиваемого расщепляется таким образом на отдельные частицы — годы жизни, и каждая из этих частиц характеризуется по отношению изучаемых признаков. Совокупность, состоящая из индивидуумов — людей, превращается таким путем в совокупность человеко-лет.

Благодаря этому превращению наблюдаемая совокупность количественно увеличивается и может быть разделена на ряд промежуточных совокупностей. Так,

можно образовать совокупность, означающую число человеко-лет, прожитых лицами, принадлежащими к такому-то поколению (такого-то года рождения) и достигшими такого-то возраста. Эта совокупность может быть разбита еще на более мелкие совокупности — по принадлежности к социальной группе, по занятиям, по национальности, полу и пр. И в отношении каждой из мелких совокупностей можно устанавливать наступление признака. Например, из общего числа человеко-лет, прожитых женщинами рождения 1902 г. и достигшими 25 лет, занятыми в промышленном труде, столько-то человеко-лет прожито в браке. Переход от счета людей к счету человеко-лет количественно очень увеличивает материал, что создает возможность не только техническую, но и теоретическую, изучать совокупность в различных группировках, т. е. более углубленно и правильно.

Такого превращения не испытывает материал при обычных статистических работах. Так, единицей наблюдения, счетной единицей, при переписях населения бывает каждый отдельный человек; вся дальнейшая работа — сводка, подсчет материала — имеет дело с теми же счетными единицами-людьми. При анамнестическом методе материал различен в стадии наблюдения и в стадии обработки; единицей наблюдения является человек, в стадии же обработки счетной единицей становится человеко-год.

При многих обычных обследованиях собранный материал не поддается комбинационной группировке, анализ затруднен и иногда просто невозможен из-за недифференцированности материала.

Цитированная выше работа врача Васильевской имела целью охарактеризовать родовую способность женщины якутки. Одной из вспомогательных задач было определить плодовитость якутки.

Для характеристики величины плодовитости служат коэффициенты общей плодовитости и коэффициенты повозрастной плодовитости, причем в обоих случаях могут выделяться, кроме того, коэффициенты брачной плодовитости. Коэффициент общей плодовитости, как известно, означает число родившихся на 1000 (или на 100) женщин в способном к деторождению возрасте, обычно принимаемом в пределах от 15 до 50 лет. Коэф-

фициент повозрастной плодовитости означает число родившихся, приходящееся не на всех женщин от 15 до 50 лет, а на определенную возрастную группу (обычно принимаются пятилетние возрастные группы — 15—19 лет, 20—24 года, 25—29 лет и т. д.), коэффициенты брачной (общей или повозрастной) плодовитости исчисляются по отношению к числу женщин, находящихся в браке. Коэффициенты плодовитости могут исчисляться или по возрасту отца и матери, или же только матери; обычно употребляются последние.

Материалы, собранные обследованием, о котором сообщает врач Васильевская, не давали возможности подойти к определению ни одного из этих коэффициентов. Даже наиболее простой коэффициент общей плодовитости, пользуясь собранным материалом, нельзя было вычислить.

По ответам на вопрос 9 приведенного выше опросника («количество родов») можно вычислить только среднее число родов на одну женщину. Причем нельзя установить, ни за какое время эти роды произошли, ни в каком возрасте были в момент родов давшие сведения женщины и какая часть из них состояла в браке.

Знание этих условий особенно необходимо при изучении вопросов, связанных с воспроизводством населения среди ряда малых северных народностей. Исследователи нередко отмечают усиленную смертность женщин среди многих народностей Сибири. Усиленная смертность женщин среди ряда других причин вызывается ранними для женщин браками, вследствие чего наступает преждевременная старость и смерть [22, 12].

Таким образом, возрастной состав женского населения нередко деформирован; ненормально преобладают молодые возрасты, причем процент молодых женщин, состоящих в браке, очень высок.

Изучение плодовитости при наличии всех этих моментов безусловно требует строгой дифференциации материала, чего не может дать обычная формулировка программ обследования и связанные с нею способы разработки. Анамнестический метод преодолевает эти трудности. При применении анамнестического метода вопрос о количестве родов получил бы иную формулировку: требовалось бы указать не общее количество родов, а указать, в каком году происходили роды (вместо указания

года мог бы указываться возраст матери в момент родов).

При такой расчлененной форме вопроса о родах и при наличии вопроса 2 (возраст в момент опроса) и вопроса 8 (возраст выхода замуж) в распоряжении исследователя оказывался бы богатый материал.

Совокупность опрошенных женщин-якуток превращалась бы в совокупность человеко-лет, прожитых ими. Эта совокупность могла разбиваться на более мелкие совокупности — совокупности человеко-лет, прожитых женщинами в таких-то возрастах, совокупность человеко-лет, прожитых женщинами в таком-то возрасте и в браке, и др. И могло быть определено число рождений, приходившихся на каждую из этих мелких совокупностей, что дало бы необходимый материал для вычисления коэффициентов плодовитости.

Этот подробно разработанный пример имел целью уяснить различие между элементарной формулировкой опросного бланка и расчлененной формулировкой при анамнестическом методе.

5. Взятые для примера программа и форма опроса при обследовании родовой способности якуток являются типичными при обследованиях подобного рода. При полном отсутствии или при отсутствии доброкачественных материалов, характеризующих изменения в процессе воспроизводства населения, исследователь принужден был или отказываться разрешать вопрос, или идти косвенными путями, или прибегать к обследованиям, имевшим очень грубый, несовершенный инструментарий. Можно привести очень много примеров подобных обследований.

Можно умножить образцы и примеры исследований, когда примененные способы статистической техники и методологии были слишком несовершенны, чтобы полностью разрешить поставленные задачи, и результаты исследований оказывались неполноценными.

Но перечисление работ не внесло бы новых черт. Все обследования как по поставленным целям, так и по методам их достижения мало отличаются одно от другого.

6. Чтобы закончить раздел о собирании материала, приведем несколько примеров последовательно проведенного применения анамнестического метода на практике.

а) Анамнестический метод применен был при работах экспедиции, организованной в 1925 г. для изучения причин вымирания и вырождения калмыцкого народа. Общая тема требовала изучения ретроспективного, динамического, процессов воспроизводства населения. Сведения получали путем опроса. Обследовано было по индивидуальным карточкам 2700 человек и по семейным — 378 семейств. Отбор производился целыми населенными пунктами в типовых районах.

В опросных бланках для изучения воспроизводства населения стояли следующие вопросы[1]:

В индивидуальной карте:

1. Фамилия, имя, отчество
2. Народность
3. Рождение: год...месяц...
4. Фамилия, имя, отчество главы рода
5. Степень кровного родства (муж, жена)
6. Который брак по счету и сколько лет состоит в браке
7. Возраст начала менструаций

Очередность беременности	Через сколько лет после 1-й беременности	В каком году	Исход беременности (родился живым, мертвым, выкидыш)	Пол ребенка	Ребенок жив, умер	Умер	
						лет, месяцев	причина
1							
2							
3							

В семейной карте имелся поименный список членов семьи. Члены семьи (без батраков и жильцов) делились на три группы: 1) поколение главы (глава, жена, братья, сестры, их жены, мужья, вошедшие в семью), 2) дети и внуки, живущие и жившие, 3) восходящее поколение, живущие или жившие нераздельным хозяйством. В отношении каждой группы список заключал: 1) имя, фамилию, 2) родственные отношения, 3) пол, 4) возраст, 5) семейное положение, 6) рождение (год или сколько лет тому назад), 7) состояние здоровья (калечность), 8) смерть (год или сколько лет назад), причины смерти, 9) детально профессия, заработок, 10) где работает, где живет [3].

[1] Перечислены только вопросы карточки, имеющие непосредственное отношение к вопросам плодовитости и детской смертности. Кроме этих вопросов личная карта содержит ряд вопросов характера антропометрического, санитарно-физиологического, бытового и пр.

б) Экспедиция, организованная в 1927 г. Государственным институтом социальной гигиены по инициативе Дагестанской АССР, работала в Даргинском округе Дагестанской АССР и имела целью исследование конституции горца, податливости его организма к заболеваниям в связи с бытом, санитарными условиями и профессией. Экспедиция столкнулась с полным отсутствием цифровых данных о естественном движении населения за прошлые годы, т. е. отсутствовали те материалы, из которых можно было бы определить коэффициент рождаемости, смертности и которые являются как бы результирующим мерилом, дающим окончательный итог различным социально-гигиеническим факторам, обусловливающим и регулирующим размножение населения. Был применен анамнестический метод.

Опросная карточка (индивидуальная) по изучению плодовитости заключала такие вопросы: 1) дата обследования; 2) населенный пункт; 3) фамилия, имя, отчество; 4) год рождения; 5) возраст; 6) национальность; 7) для работниц — предприятие, профессия, сколько времени работает на предприятии по данной профессии; 8) для сельского населения — промысел основной, побочный.

9)

Брак по порядку	Возраст вступления в брак	Возраст мужа	Брак прекращен	Состоит в браке, находится в разлуке

10) возраст начала менструаций; 11) возраст начала половой жизни; 12) возраст наступления климактерического периода.

13)

Очередность беременности	Возраст в момент окончания беременности	Год окончания беременности	Исход беременности (родился живым, мертвым, выкидыш)	Пол ребенка	Ребенок	
					жив в возрасте (лет, месяцев)	умер в возрасте (лет, месяцев)

По этой карте собран был материал о 500 женщинах. По изучению смертности опрошено также 500 человек [8, 13].

в) Комплексная экспедиция, организованная в 1929 г. Обществом по изучению Татарской АССР при участии Государственного института социальной гигиены, работала в Мензелинском кантоне Татреспублики. Обследование проводилось по выборочному методу. Обследовался каждый 5-й двор в отношении: а) жилища, б) питания, в) быта, г) социальных болезней, д) физического развития, е) плодовитости женщин и смертности детей, ж) смертности взрослого населения. Изучением было охвачено 11 селений татарских, 1 русское и 1 марийское. Всего поступило 1510 карточек (в разработку вошли 1252 карточки).

Карточка по изучению смертности содержала такие вопросы:

Фамилия, имя отца... матери...

Имена	Живет ли в другом месте	Пол	Возраст в настоящий момент	Возраст в момент смерти	Год смерти	Причина смерти

Карта заполнялась путем опроса («метод сестер и братьев») одного из представителей горизонтальных линий (братьев, сестер) о судьбе всех остальных братьев и сестер, достигших 15-летнего возраста [15].

Приведенные формы опроса являются типическими при работах по изучению анамнестическим методом

вопросов переживаемости, брачности, плодовитости и смертности.

Следует обратить внимание на способы фиксирования момента наступления признака и вообще на датировку собираемого материала.

Во втором примере (Даргинская экспедиция) особенно точно и детально поставлены вопросы:

1. Дата обследования	хронологическая характеристика (эпоха)
2. Год рождения опрашиваемого 3. Возраст опрашиваемого	характеристика поколения
4. Возраст вступления в брак 5. Год вступления в брак Или вместо 4 и 5 вопросов:	характеристика наступления признака по возрасту опрашиваемого и хронологически
4. Возраст в момент окончания беременности 5. Год окончания беременности	та же характеристика

Если сопоставить эту расчлененную формулировку с формулировкой опросного бланка (из отчета врача Васильевской), станет совершенно ясной особенность анамнестического метода в способах характеристики событий во времени. Ответы на поставленные вопросы характеризуют момент наступления события 1) по возрасту того, в чьей жизни событие наступило, 2) по поколению, к которому он принадлежал, и 3) чисто хронологически, по эпохе, году, когда произошло событие (наступил признак). Эта тройная характеристика обеспечивает эффективность дальнейших приемов разработки собранного материала.

Второй разрез характеристики — по поколению — особенно выпукло выступает при опросах по поколениям, когда выясняется судьба всех сверстников, биологических «братьев и сестер». Поколение может определяться или годом рождения, одним календарным годом, или десятилетием, пятилетием, или, как при методе братьев и сестер, данной схемой скрещивания, горизонтальной линией (все индивидуумы условно будут «братьями и сестрами», хотя бы они происходили от разных родителей).

7. Возникает естественный вопрос, имелись ли работы по изучению демографии отсталых народностей, выполненные методами, аналогичными тому, который у нас

назван анамнестическим методом, в капиталистических странах.

Проблемы, стоявшие перед исследователями у нас, стояли и на Западе, — необходимость получать статистические данные о населении по странам, где нет регулярных переписей и отсутствуют регулярные учеты населения — заставляли обращаться к методам приближенного исчисления. Главное внимание уделялось при этом изысканию способов определения численности населения, а не собиранию демографических сведений. Работа статистической мысли в этом направлении отразилась в ряде постановлений Международного статистического института.

Постановления одобрили предложенный Киером способ выборочной переписи населения, дали единую форму опросного листа и инструкцию по собиранию демографических сведений для лиц, имеющих случай вести подобного рода исследования (путешественники, миссионеры, коммерсанты и т. д.), но методологии для изучения демографических процессов в тех странах и местах, где нет статистики населения, выработано не было.

В опросном листе несколько вопросов уделено статистике естественного движения населения, но формулировка их имеет в виду данные скорее описательного, чем статистического порядка. Вопросы следующие: «средний размер семьи», «обычный возраст вступления в брак», «обычный возраст зрелости», «среднее число детей на брак», «бесплодные браки», «значительна или нет детская смертность (если возможно цифры)», «достижение стариками преклонной старости (цифры, если возможно)».

До введения систематического учета движения населения в странах колониальных, малоизвестных и доступных процессы демографические, можно с уверенностью сказать, не изучались. Вопросы, стоящие перед советским исследователем о вымирании и угасании малых народностей, несомненно возникали и в капиталистических странах (в отношении колониальных народностей), но не подвергались длительному методическому исследованию. Исследование вопросов о судьбе малых народностей в СССР имеет задачу определить характер и темпы роста населения, изучить факторы, влияющие на

процессы воспроизводства населения, и наметить пути борьбы с неблагоприятными факторами. Очевидно, что политика капитализма в колониальных странах ничего общего с этими задачами не имеет. Прямое физическое истребление туземного населения или создание условий, которые ведут к быстрому вымиранию побежденных туземцев, — такова обычная история капиталистической колонизации.

8. Резюмируя изложенное выше описание основных особенностей анамнестического метода, можно сказать: анамнестический метод является одним из методов статистического наблюдения. Преимущественное распространение метод получил в области социальной гигиены. Метод имеет целью дать способ получения материалов о прошлом (откуда и название метода). В стадии собирания материала основной прием метода заключается в постановке вопросов о точной (в годах и месяцах) дате наступления признака изучаемого явления. Благодаря точной датировке событий наблюдаемая совокупность людей при обработке материала превращается в совокупность человеко-лет, причем каждый прожитый человеко-год имеет характеристику в отношении наступления или ненаступления признака (анамнестический метод не является неизбежно методом выборочного наблюдения; он может применяться и при сплошном наблюдении).

Анамнестический метод дает возможность:

а. Получить материал о прошлом при отсутствии документов.

б. Полученный материал о прошлом систематизировать и подвергать анализу в желаемой для исследователя форме. Собирание материала одновременно обеспечивает единство формы опроса и обработки, единство терминологии и толкований, чем устраняются обычные затруднения при использовании материала за прошлые годы, — неполная сопоставимость, различие приемов разработки, изменения качественной структуры явления и т. п.

в. Техника собирания материала при анамнестическом методе не сложнее техники обычных статистических обследований. Формы опроса неизбежно должны быть очень краткими, точными и ясными.

г. К числу основных достоинств анамнестического

метода принадлежит его способность путем особых приемов разработки (которые определяют и способы собирания сведений) количественно увеличивать материал и тем самым создавать допустимость комбинационных разработок и изучения различных связей (подробнее это свойство метода обнаружено будет при описании приемов разработки).

9. Недостатки, присущие анамнестическому методу, отчасти связаны с особенностями метода, отчасти являются обычными для всякого статистического наблюдения. Во всяком случае, недостатки метода не так существенны, чтобы колебать возможность успешного его применения.

а. Метод при собирании материала обращается к памяти человека и, следовательно, должен подчиниться всем недостаткам, свойственным человеческой памяти. Забывание, деформация неточно воспринятого материала, наслоения, при которых воспоминание о каком-либо событии носит следы восприятия событий позднейших, связанных так или иначе с первоначальным событием, и другие недостатки памяти определяют в значительной степени полноту и достоверность собираемого материала.

Пробелы памяти, не имеющие патологического характера, являются, как известно, следствием недостаточной связи воспринятого представления с уже закрепленными ассоциациями. Чем богаче ассоциативный материал, тем легче образуются связи и тем прочнее и обширнее запас хранящихся в памяти представлений, т. е. пробелы памяти будут значительнее у людей малокультурных. Это приходится отметить, так как первое применение метод находит при изучении народов с низким культурным уровнем.

Практика анамнестического метода часто отмечает затруднения, соединенные с неточностью памяти.

б. Близко к недостаткам, связанным с ошибками памяти, стоит обычное в статистической практике явление — неточность ответов о возрасте, округление возрастов, преимущественно оканчивающихся на 0 и 5.

в. Наряду с пробелами памяти возможны и случаи незнания, когда речь идет о прошлом не самого опрашиваемого. Опрос о судьбе «братьев и сестер» (и сверстников) опрашиваемого очень часто наталкивается на отсутствие сведений о тех, кто в настоящий момент не находится в месте опроса.

г. Возможен и обратный случай, когда отсутствуют (умерли, уехали) сверстники тех, о чьем поколении собираются сведения.

В результате последних двух случаев получаются неполные сведения. Например, при собирании сведений через «сестер и братьев» (сверстников) о числе умерших из счета выпадают все те умершие, сверстников которых нельзя опросить, потому ли, что они также умерли, или потому, что уехали из места опроса. Отсюда снижение числа умерших и несколько пониженный показатель смертности.

д. Наряду со случаями отсутствия сведений возможны и прямо противоположные — повторные показания. Повторность показаний может быть при собирании сведений по «методу братьев и сестер». Тщательный контроль и сопоставление опросных бланков (в которых с этой целью вводится вопрос об отце и матери) могут предохранить от введения в разработку двойных показаний.

Перечисленные недостатки метода связаны со способом собирания сведений.

Но несомненно, что как бы длинен перечень недостатков не был, значение метода не умаляется. Его роль в работах по ретроспективному изучению основных демографических процессов при отсутствии доброкачественных (или даже полном отсутствии) статистических материалов очень значительна.

Следует считать, что роль метода не ограничивается областью чистой демографии. Метод может получить применение и в других областях статистического наблюдения.

III. О методах обработки

1. Собранный путем опроса материал для того, чтобы дать в распоряжение исследователя те измерители и сводные признаки, которые характеризуют изучаемую совокупность, должен быть подвергнут особой обработке.

Контроль материала, группировка, систематизация, составление табличных сводок, различного рода подсчеты и другие приемы, объединяемые понятием обработки, при анамнестическом методе статистических работ обладают рядом особенностей.

С самого начала следует отметить, что анамнестический метод не внес в обработку каких-либо совершенно новых, никогда прежде не применявшихся в статистике, приемов. Заслуга метода не в изобретении новых способов обработки материала, а в подыскании, в освоении приемов, благодаря которым становится возможным статистическое изучение прошлого при сравнительно скудном материале. Анамнестический метод использует многие приемы, употребляемые не в обычной повседневной статистической практике, а в более сложных и углубленных статистических исследованиях, возможно их упрощая. В этом и сила и слабость метода. Употребляя более утонченные приемы исследования, метод должен принять и те теоретические положения, которые лежат в основе этих приемов. Но собранный материал бывает часто настолько груб, что не всегда может подчиниться теоретическим требованиям. Отсюда (нередко) теоретическая уязвимость способов обработки, применяемых анамнестическим методом.

2. Первой задачей обработки (после контроля и выверки) является необходимость проделать над материалом ту операцию, которая, как сказано выше, превращает наблюденную совокупность индивидуумов (людей) в совокупность человеко-лет.

Как уже сказано, опросный бланк содержит ответы опрашиваемого о самом себе или о его сверстниках («братьях и сестрах»). Ответы на вопросы о наступлении изучаемых признаков имеют точную датировку. Опрашиваемый, вспоминая свою прошлую жизнь, отмечает, на какие годы падает то или иное событие (наступление признака). Исследователь же, прочитывая ответы, как бы прослеживает всю жизнь (или определенный отрезок жизни) опрашиваемого год за годом и фиксирует необходимые для исследования события. Он как бы составляет хронологическую «канву биографии».

Каждый год жизни каждого из опрошенных получает в дальнейших операциях самостоятельное значение.

Технически это может быть выполнено различными

способами. Наиболее простым способом является перенесение материала на вспомогательные карточки, «фишки».

Сведения опросного бланка заносятся на фишки. Фишка составляется на каждый год жизни опрошенного (всей жизни или отрезка жизни). Следовательно, общее число фишек должно обычно равняться сумме лет, прожитых всеми опрошенными, плюс фишки, составленные на неполный (еще не прожитый) год времени опроса.

На фишку выносятся изучаемые признаки так, как они зарегистрированы на бланках опроса, т. е. с точной датой наступления признака.

Приведем следующий пример: изучается повозрастная брачная плодовитость. Опросу подверглось 400 женщин в возрасте от 15 до 49 лет (для вычисления коэффициентов повозрастной плодовитости необходимо знать число женщин каждого данного возраста и число приходящихся на это число женщин рождений).

Материал предварительно переносится на фишки. Берется, положим, опросный бланк, составленный на женщину, имевшую в момент опроса 28 лет, родившуюся в 1901 г. (обследование производится в 1930 г.), вступившую в брак в 1920 г., имевшую троих детей — два ребенка живы (родились в 1923 и в 1928 гг.) и один умер (родился в 1921 г.). Вместо этого опросного бланка будет составлено 14 фишек (наблюдению подвергаются женщины в возрасте от 15 до 49 лет), так как опрошенной прожито в возрасте, способном к деторождению, 13 лет — от 15 до 27 включительно, и живет она 14-й год (28-й год ее жизни).

Фишки, составленные на возрасты 15, 16, 17 лет, не будут включать отметок о наступлении какого-либо из признаков. Фишка на 18-летний возраст (полагая, что в 1920 г. опрошенной к моменту вступления в брак уже исполнилось 18 лет, но не исполнилось 19 лет) будет содержать отметку о вступлении в брак. Все последующие фишки на 19, 20, 21 и последующие возрасты (если не было перерывов в браке или развода) будут иметь отметки о состоянии в браке. Фишка на 20-летний возраст (в 1921 г. опрошенной к моменту рождения ребенка уже исполнилось 20 лет) будет иметь указание на рождение первого ребенка; такие же указания на второго и третьего ребенка будут на фишках на 22-летний и 26-

летний возраст (как видно из сопоставления года рождения с годом наступления признака, возраст не может быть определен просто вычитанием, так как число исполнившихся лет зависит от месяца рождения и месяца наступления признака. Отсюда, очевидно, вытекает требование при опросе не ограничиваться только вопросом о календарном годе, но и дополнять его вопросом о возрасте, понимая возраст как полное число минувших лет).

Фишка, составленная на каждый год жизни опрошенных женщин, имеет отметки о возрасте и о родах; при этом на фишке должно быть отмечено, какому календарному году соответствует возраст и момент родов. Пользуясь этими тремя отметками: 1) возраст, 2) год, 3) наступление родов, — можно легко подсчитать число плодовитых лет (каждому году будет принадлежать отдельная фишка) по возрастным группам и периодам и число рождений, приходящихся на эти группы.

Фишка будет иметь примерно такой вид[1]:

1920 г.	Возраст 20
Отметка о родах*	Отметка о состоянии в браке

* Отметка о родах ставится только в тех случаях, когда роды имели место.

После составления фишек производится группировка фишек по возрастным группам для установления числа женщин каждого данного возраста. Фишки раскладываются в зависимости от того, какому возрасту данная фишка соответствует. Число фишек, соответствующих 15-летнему возрасту, будет, очевидно, равно общему числу опрошенных женщин, так как в эту группу войдут все, кому в момент опроса было 15 лет, и все, пережившие этот возраст, т. е. бывшие при опросе в возрасте 16 лет и старше. Группы фишек, соответствующих возрасту 25 лет, равны числу женщин, бывших в момент опроса в возрасте 25 лет и старше, и т. д.

[1] При более обширной программе исследования фишка усложняется.

После группировки по возрасту внутри каждой повозрастной группы производится дополнительная раскладка фишек по признаку состояния в браке. И наконец, по вновь образованной группе состоящих в браке подсчитывается число рождений.

Каждая группа фишек соответствует числу лет, прожитых женщинами наблюдаемой совокупности в данном возрасте — в браке и вне брака или, иными словами (так как возрастная группа равна одному году), числу женщин данного возраста, состоящих в браке и не состоящих в браке. Таким образом, исследование в дальнейшем как бы имеет дело с совокупностями женщин определенных возрастов, характеризуемых по признаку состояния в браке, и имеет возможность определить число рождений, приходящееся на каждую из этих совокупностей.

В распоряжении исследователя оказывается материал, формально аналогичный тому, какой получается на основании переписи населения и данных текущей регистрации естественного движения — повозрастное распределение женщин и распределение родившихся по возрасту матерей, причем числа женщин (в сущности числа человеко-лет, прожитых в данной возрастной группе всеми женщинами наблюдаемой совокупности) настолько велики, что позволяют произвести вычисление коэффициентов плодовитости.

Однако между материалом, собранным путем анамнестического метода, и материалом переписей и текущей статистики имеются существенные различия. Во-первых, переписные данные и данные текущей статистики относятся к одному и тому же году. Каждая возрастная группа при переписи населения включает принадлежащих к одному или двум поколениям (годами рождения могут быть два смежных года). Одновозрастные же совокупности, образованные при анамнестическом методе, включают представителей (женщин в разбираемом примере) различных поколений. Во-вторых, каждая из переписных возрастных групп представляет совокупность различных отдельных индивидуумов, различающихся один от другого по ряду признаков; все же возрастные группы при анамнестическом методе представляют лишь видоизменения одной и той же, относительно небольшой, совокупности включенных в наблюдение (в нашем

примере — женщин), искусственно превращенной в ряд повозрастных совокупностей.

Если бы в приведенном примере было задано вычисление не повозрастной брачной плодовитости, а изучение изменений плодовитости по периодам, или в связи с участием в промышленном труде, то при раскладке и последующем подсчете фишек пришлось бы вести дополнительную группировку. Очевидно, что на фишках должны быть отражены и те признаки, связь которых с изучаемым явлением желает установить исследователь. Так, если исследование имеет в виду ответить на вопрос, какова была плодовитость до 1915 г. и после, то на фишках должен быть отмечен год, который совпадал с каждым данным возрастом каждой опрашиваемой (или соответственная отметка — до 1915 г., после 1915 г.). Определение года при отсутствии соответствующего вопроса в бланке может быть произведено путем отсчета от момента опроса (отсутствие в опросных бланках требования точной датировки для возможности характеристики момента появления признака в «трех разрезах» препятствует образованию элементарных совокупностей и тем самым делает неточными все исчисления). Если изучается связь с участием в производстве, то все фишки, относящиеся к возрастам, в течение которых опрашиваемая работала, имеют соответствующую отметку.

При различных комбинациях при одновременном изучении многих признаков соответственно умножаются разметки и группировки фишек.

Большое дробление материала невозможно, так как количественно материал обычно не очень значителен, и при увеличении группировок промежуточные совокупности становятся настолько малы, что исчезает допустимость производства исчислений.

Перенесение материала на вспомогательные карточки-фишки может быть заменено при механизированной разработке на счетных машинах перенесением на перфорационные карточки, которые подвергаются затем сортировке и подсчету[1].

[1] В настоящее время имеется более совершенный способ использования так называемой «строчной фишки», разработанный А. М. Хамитовой. См. «Воспроизводство населения Узбекистана и его санитарная оценка». Кандидатская диссертация, М., 1964. — *Прим. ред.*

3. В печатных материалах, послуживших источниками для настоящей работы, нет указаний на применение способа фишек. По имеющимся описаниям разработка велась без вспомогательных карточек, путем заполнения разработочных таблиц непосредственно по опросным формам и введения по некоторым вопросам вспомогательных таблиц. Последующее описание имеет целью дать общее знакомство с обычно употреблявшимися приемами разработки.

Так, для определения числа женщин, бывших в каждом данном возрасте (в примере исчисления плодовитости), можно было бы рассуждать следующим образом: число женщин в пятнадцатилетнем возрасте равно числу всех женщин, проживших под наблюдением полностью весь период возраста от 15 до 16 лет, плюс имеющие 15 лет в момент опроса, т. е., иными словами, общему числу всех опрошенных. Число 16-летних равно опять-таки числу проживших период 16—17 лет плюс имеющие 16 лет в момент опроса, т. е., иными словами, предыдущему числу, но без тех, кто имеет 15 лет в момент опроса. Так определяется численность каждой возрастной группы. Последующее число получается путем вычитания числа женщин, находящихся в данном возрасте в момент опроса из общего числа лиц (женщин), бывших в момент опроса в данном возрасте и более высоких возрастах. Возможен и обратный порядок вычисления. Берется крайняя старшая возрастная группа и для получения численности группы более младшей прибавляется число женщин, находящихся в момент опроса в этом, более младшем, возрасте. Очевидно, что в обоих случаях опросные бланки должны быть предварительно разгруппированы по одногодичным возрастным группам в зависимости от возраста опрошенных в момент опроса.

Очень полезной и важной вспомогательной таблицей является таблица, дающая распределение общего числа опрошенных по возрасту в момент опроса и в момент наступления признака. Такая таблица дает возможность вести счет по трем направлениям, «в трех измерениях» — по горизонтали (см. табл. 1) подсчет в пределах поколения, по вертикали — в пределах возрастной группы, по диагонали — в пределах определенного хронологического периода, который устанавливается путем отсчета от момента опроса. Этот счет в трех направлениях

позволяет создавать так называемые элементарные совокупности, т. е. совокупности, объединяющие живших в определенный отрезок времени, принадлежащих к определенному поколению и имеющих определенный возраст[1].

Положим, требуется определить коэффициент общей плодовитости для периода 1915—1920 гг. Необходимо, следовательно, знать число женщин в возрасте от 15 до 49 лет, живших в эти годы, и число рождений, приходящееся на это число женщин. Опрос произведен в 1930 г. Опрошенные женщины в 1915—1920 гг. были моложе на 15—10 лет. Пятнадцать лет в 1920 г. имели те, кто при опросе имел 25 лет, в 1919 г. — 26 лет и т. д., т. е. начальную возрастную группу совокупности 15-летних составят для периода 1915—1920 гг. имевшие при опросе 25, 26, 27, 28, 29 и 30 лет. Ступенчатые диагонали (см. табл.), проведенные между 24- и 25-летней возрастной группой и между 30- и 31-летней возрастной группой, ограничивают отыскиваемую совокупность женщин для периода 1915—1920 гг. Момент опроса как бы переносится на 1915—1920 гг. В таблице, таким образом, условно изменяется обозначение возраста в момент опроса. Обозначение возраста в момент родов, конечно, не меняется.

Таким путем может быть определена совокупность для любого периода, и изучение изменений в зависимости от хронологических периодов становится возможным на основании собранного при опросе материала.

4. Приведенные примеры и описание основных приемов техники разработки дают первое и общее представ-

[1] Нужно заметить, что вполне правильное заполнение указанной таблицы делается возможным лишь при соблюдении следующих условий: 1) или при условии указания в опросном бланке по отношению к каждому случаю наступления признака не только возраста опрашиваемого в момент наступления, но и года (календарного), когда признак наступил, 2) или когда в опросном бланке ставится вопрос о точном (по крайней мере в месяцах) возрасте опрашиваемого и в момент опроса и в момент наступления признака. Во всех прочих случаях получение элементарных совокупностей, а следовательно, и заполнение указанной таблицы, может быть осуществлено лишь путем условного (приближенного) разделения совокупностей главных на элементарные (например, путем деления главных совокупностей пополам).

Таблица 1. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ОПРОШЕННЫХ ПО ВОЗРАСТУ В МОМЕНТ ОПРОСА И В МОМЕНТ НАСТУПЛЕНИЯ ПРИЗНАКА (ОПРОС В 1930 г.)

Было* 15 лет в годы	Возраст в момент опроса	Возраст в момент наступления признака							
		15	16	17	18	. . .	47	48	49
1930	15	2				. . .			
1929	16	2	2			. . .			
1928	17	3	2	3		. . .			
1927	18	5	3	1	2	. . .			
1926	19	2	3	4	5	. . .			
1925	20				и. т. д.	. . .			
1924	21					. . .			
1923	22					. . .			
1922	23					. . .			
1921	24					. . .			
1920	25	3				. . .			
1919	26	2	4			. . .			
1918	27	5	4	7		. . .			
1917	28	6	1	4	2	. . .			
1916	29				и т. д.	. . .			
1915	30					. . .			
1914	31					. . .			
1913	32					. . .			
и т. д.	33					. . .			
	34					. . .			
	35					. . .			
	36					. . .			
	37					. . .			
	и. т. д.					. . .			

* Эта графа обычно при обработке и табулировании материала не создается; нами она введена для более ясного и скорого отсчета при разбивке по периодам.

ление об особенностях обработки материала, свойственных анамнестическому методу и обычно употреблявшихся в исследованиях.

Особенности эти следующие:

а. Основным достоинством анамнестического метода является его свойство видоизменять материал, количественно его увеличивая. Переход от совокупности индивидуумов через расщепление материала на отдельные годы жизни каждого опрошенного к совокупностям человеко-лет во много раз увеличивает число счетных единиц. Каждая вновь образованная совокупность человеко-лет, соответствуя одногодичной возрастной группе, т. е. имея в произведении «человеко×лет» вторым множителем единицу, может условно рассматриваться как совокупность «человек». Отсюда возможность вычисления разного рода коэффициентов, показателей и вероятностей по отдельным возрастным группам. Без «превращения» материала в распоряжении исследователя оказался бы количественно сравнительно незначительный материал, при котором в отдельных возрастных группах были бы совсем ничтожные числа. Количественное увеличение материала, как уже отмечалось, создает возможность изучения по периодам и в желаемых разрезах (повозрастные группировки, группировки по семейному состоянию, в связи с занятием и пр.).

б. Выше была коротко указана техника обработки материала при изучении по периодам. Было дано описание таблицы «трех измерений». Такое табулирование материала нельзя сводить только к «техническому приему». Построение таблиц трех измерений связано с углубленным анализом материала, дает основу для внесения в способы изучения ряда очень важных теоретических предпосылок [23].

в. Увеличенный количественно материал, разбитый на промежуточные совокупности, не перестает быть, в сущности, одной и той же совокупностью живых людей, опрошенных при обследовании. Совокупность, имеющая определенные признаки, биологические, географические, социально-бытовые, культурные и пр., может быть изучена в различные периоды в связи с различными факторами, не переставая быть единой. При обычных способах исследования всякого рода сопоставления и сравнения производятся на материале, полученном из

наблюдения различных совокупностей. Так, при вычислении повозрастной плодовитости на основании данных переписи населения и текущей регистрации каждая возрастная группа представляет собой генерацию, которая может и в культурном, и в социально-бытовом отношении, и по биологическим и другим признакам отличаться одна от другой. Приходится, правда, отметить, что и анамнестический метод не вполне устраняет эти различия. Совокупности, образованные из наблюденной общей единой совокупности, не всегда остаются абсолютно одинаковыми. Прежде всего необходимо указать на то, что при изучении явлений анамнестическим методом полученные в результате возрастные группы не будут однородными в смысле состава входящих в них поколений: наиболее молодые группы будут включать максимальное число различных поколений и, наоборот, самые старшие — минимальное. Далее, расщепляя «линию жизни» каждого опрошенного на отдельные отрезки-годы, следует учитывать, что эти отрезки-годы не походят безусловно один на другой. Ранние годы опрошенный мог провести в деревне и затем переселиться в город, и, таким образом, отрезки линии жизни получают различную географическую характеристику. С изменением географическим совпадают и изменения в культурном и бытовом отношении. Переезд в город может сопровождаться вступлением в производственный труд, т. е. создается новая социальная характеристика. Биологическая характеристика, наиболее казалось бы, устойчивая, может получить резкое изменение в связи, например, с производством искусственных выкидышей, заболеваний и т. п.

Но очевидно, что, несмотря на эти изменения, наступающие в жизни каждого человека и придающие иногда различным периодам его жизни совершенно противоположные характеристики, человек не утрачивает своего единства. Точно так же и изучаемая совокупность остается, по существу, единой.

г. Количественное увеличение материала, конечно, не устраняет полностью ту ограниченность материала, которая создается в результате своеобразия способов и условий собирания материала. Анамнестический метод только преодолевает эту ограниченность введением особых приемов обработки.

Так, при изучении воспроизводства населения по материалам, собранным о прошлом путем описанных выше приемов, нельзя произвести вычисление обычных общих коэффициентов рождаемости. Общий коэффициент рождаемости, как известно, представляет отношение числа родившихся в определенную единицу времени (обычно календарный год) к числу всего населения, принятому равной какой-либо круглой цифре (обычно 1000). Вычислить этот коэффициент для ряда прошлых лет нельзя, так как анамнестически нет возможности установить знаменатель — «число всего населения». Путем опроса о прошлом создать для каждого года общую численность населения данного населенного пункта местности — совершенно непосильная задача. Для разрешения вопросов воспроизводства населения анамнестический метод пользуется коэффициентом плодовитости, что, впрочем, кроме невозможности вычисления коэффициентов рождаемости, имеет и прямые основания, так как дает более точный измеритель воспроизводительной силы населения.

По таким же основаниям невозможно вычисление общих коэффициентов смертности, которые представляют отношение между числом умерших в данный промежуток времени и средним для данного промежутка времени количеством населения (численность населения обычно приравнивается к 1000). Определение общей численности населения, как уже сказано, анамнестически невозможно, или во всяком случае крайне трудно выполнимо.

Материал, собранный приемами анамнестического метода, не допуская исчисления общих коэффициентов смертности, дает возможность изучения повозрастной смертности. Для измерения повозрастной смертности, как известно, употребляются показатели двух родов — коэффициенты смертности и вероятности смертности. Коэффициенты смертности представляют отношения числа умерших в данном возрасте к среднему числу населения в данных возрастных пределах. Отношение числа умерших в некотором промежутке возраста к числу доживших до начала данного промежутка возраста представляет вероятность смерти. При анамнестическом методе при изучении смертности исследование обычно в качестве измерителя имеет вероятности смерти (но не

исключается, конечно, возможность вычисления и коэффициентов смертности).

Благодаря возможности, а в некоторых случаях даже необходимости вычислять вероятности (смерти, брака и т. п.), которая создается характером материала, анамнестический метод смог усвоить очень ценную методику построения таблиц смертности.

д. Построение таблиц смертности (таблиц доживаемости) является наиболее совершенным приемом изучения повозрастной смертности. Анамнестический метод пользуется методикой построения таблиц смертности не только для изучения повозрастной смертности и установления величин, обычно включаемых в содержание таблиц. Анамнестический метод использует значения таблиц смертности, дающих «научно обоснованные детальные и наглядные числовые характеристики» в качестве общего методологически ценного комплекса приемов исследования, и строит аналогичные таблицы смертности, таблицы брачности, наступления menses и пр.

5. Перечисленные особенности и достоинства приемов обработки анамнестического метода сопряжены с рядом недостатков.

а. Способы разработки, усвоенные анамнестическим методом, несомненно, очень сложны. Очень длительные подготовительные операции — перенесение материала на фишки, составление вспомогательных таблиц и таблиц разработки — требуют не только значительных затрат времени, но и большого технического умения и навыка[1].

б. Пользование более уточненными приемами исследования (вычисление вероятностей, методика построения таблиц смертности) подчиняет, как уже говорилось, обработку тем теоретическим требованиям, которые лежат в основе принимаемых приемов. Между тем материал не всегда поддается всем теоретическим требованиям, и в результате часто возможно лишь формальное, оторванное от теории, применение этих приемов.

в. Очень ценная особенность метода, заключающаяся в том, что одновременно с возможностью дифференцированного изучения ряда совокупностей, с возможно-

[1] См. примечания на стр. 192. — *Прим. ред.*

стью получения множественных характеристик не исчезает единство наблюдаемой совокупности конкретных индивидуумов, имеет и оборотную сторону.

При изучении по периодам одной и той же совокупности материал становится качественно бедным, не обеспечивающим всестороннего исследования. Так, например, при изучении плодовитости в связи с участием женщины в производственном труде в образованных составных совокупностях делается почти невозможной комбинация участия в занятии с возрастом. Группировка по возрасту и по занятию может нередко вылиться в группировку только по возрасту, так как в группу незанятых попадут более молодые, в группу участвующих в производстве более пожилые возрасты. Или, например, иной случай, когда изучение ведется не в связи с возрастными группами, но внутри какой-либо определенной возрастной группы. Ведется, положим, изучение грамотности взрослого населения (старше 16 лет) по периодам. В период, совпадающий с моментом опроса, будут представлены все возрастные группы; например, для периода дореволюционного старческие группы не будут представлены, так как не будет в живых в момент опроса представителей этих групп.

г. Наконец, при изучении по периодам могут быть допущены неправильные выводы в тех случаях, когда имеется корреляционная связь между наступлением или ненаступлением признака и смертностью.

Учитывая эти возможные недостатки разработки при анамнестическом методе, приходится соответственно оценивать получаемые выводы. Но основная цель метода — получить сведения о прошлом в той форме и тех разрезах, которые требуются для современного исследования, несомненно достигается. Сложность и утонченность приемов находится в некотором противоречии с грубостью материала, но эти приемы дают все-таки возможность произвести анализ материала, подвергнуть изучению целый ряд явлений.

6. Приводящийся ниже перечень тем, при исследовании которых применялся анамнестический метод, не претендует на исчерпывающую полноту. Возможно, что пропущены некоторые из тем, описание разработки которых дано где-либо в печати, и, конечно, остались вне перечня работы, производившиеся в научно-исследовательских институтах, результаты которых не были опубликованы.

В состав большой темы, наиболее часто изучаемой приемами анамнестического метода, — изучение воспроизводства населения — входит большое число подчиненных тем. Определение длительности производительного периода женщин, установление среднего возраста наступления и прекращения menses, среднего возраста вступления в брак и наступления первой беременности, изучение плодовитости, установление брачности, изучение смертности, установление порядка вымирания, определение частоты естественных и искусственных выкидышей и др.

Наибольшее внимание в опубликованных работах уделено изучению плодовитости. Коэффициенты плодовитости позволяют при изучении рождаемости устранить влияние основных факторов рождаемости — полового, возрастного и семейного состава населения и тем самым установить уже в чистом виде сравнительное влияние на степень размножения населения более сложных факторов — расового и наследственного, и факторов социально-психологического и экономического порядка.

При исследовании процессов воспроизводства населения коэффициенты плодовитости имеют существенное значение.

а. Формы обработки, обычно применявшиеся при исследованиях по анамнестическому методу, строились почти по одному типу во всех изучаемых вопросах.

Способ построения таблиц обработки заимствован из общей теории смертности.

Тип таблицы, которой обычно пользовались до сих пор при исследованиях по анамнестическому методу, следующий (см. табл. 2; таблица и описание способа заполнения ее отдельных граф взяты из статьи Г. А. Баткиса «Плодовитость калмыцкого народа» [3]).

В гр. 1 указываются возрастные группы (одногодичные или иные). Гр. 2 дает числа вступивших в данный возраст, бывших под наблюдением в данном возрасте, как переживших этот возраст, так и имеющих этот возраст в момент опроса. Нахождение чисел гр. 2 возможно как при посредстве вспомогательных таблиц, так и при помощи фишек. В гр. 3 указывается число тех, над кем

наблюдение не закончено, т. е. переходящих в следующий период.

Таблица 2

Возраст	Вступило в возраст	Наблюдение не закончено, перешло в следующий период	Наблюдение закончено	Признак наступил	На 1000 вступивших			
					в возрасте		под наблюдением	
					признак наступил	признак не наступил	признак не наступил	признак наступил
1	2	3	4	5	6	7	8	9
14	318	—	318	9	28	972	972	28
15	309	12	297	45	152	848	824	176
16	252	9	243	103	424	576	475	525
17	140	8	132	85	644	356	169	831
18	47	—	47	21	446	554	93	907
19	26	—	26	16	615	385	36	964
20	10	—	10	10	1 000	0	0	1 000

Вычисляя вероятность умереть в возрасте 15 лет, нельзя число умерших в возрасте 15 лет (45 человек) относить ко всему числу вступивших под наблюдение (309 человек), так как в это число войдут и те, кому больше 15 лет, но еще нет 16 лет, т. е. имеющие 15 лет в момент опроса. Имеющие данный возраст в момент опроса (или при изучении по периодам — в определенный условный момент) и указываются в гр. 3. Для вычисления численности тех, над кем наблюдение закончено, числа гр. 3 вычитаются из чисел гр. 2, разность записывается в гр. 4 «Наблюдение закончено».

Дополнительно к гр. 3 в тех случаях, когда изучение ведется по периодам, включается графа «перешло из следующего периода», часть которой суммируется с числами гр. 2 (или гр. 4).

Делением чисел гр. 5, указывающих число тех, у кого признак наступил в данном возрасте, на числа гр. 4 получаются числа гр. 6. Вычитанием из 1000 чисел гр. 6 получаются числа гр. 7. Умножением 1000 на верхнее из стоящих в гр. 7 чисел, деленное, в свою очередь, на 1000, получается первое число гр. 8. Умножением этого числа на второе число в гр. 7, опять-таки деленное на

1000, получается второе число гр. 8 и т. д. Так, в верхней строке в гр. 5 стоит 9, делением 9 на 318 (гр. 4) и умножением частного $\frac{9}{318}$ на 1000 получается $\frac{9000}{318}=28$ (гр. 6). Вычитанием 28 из 1000 получается 972 (1000—28) (гр. 7). Первое число гр. 8 находим: $1000\,\frac{972}{1000}=972$. Второе число гр. 8: $972\,\frac{848}{1000}=824$. Гр. 9: 1000—972=28, 1000—824=176 и т. д.

При применении таблиц к исчислению смертности отдельные графы, по мысли авторов тех работ, которые дали материал для описания практиковавшихся приемов обработки, должны были получить следующие значения: в гр. 2 даются общие числа бывших под наблюдением в данном возрасте, в гр. 4 — число проживших полностью под наблюдением данный возрастной промежуток от x до $x+1$, в гр. 6 — вероятность в данном возрасте смерти (с приведением к 1000), в гр. 7 — обратная вероятность, вероятность дожить до следующего возраста (с приведением к 1000). Числа гр. 8 и 9 характеризуют порядок вымирания, т. е. по мысли авторов должны давать числа l_x (гр. 8) и $1000-l_x$ (гр. 9) в обычных обозначениях таблиц смертности. При этом последовательное нахождение чисел l_x осуществляется путем последовательных же умножений на соответствующие величины вероятностей дожития (гр. 7).

При применении таблиц этого рода к изучению других вопросов находятся описанными приемами повозрастные вероятности брака, наступления menses, беременности и проч. Вычисляется повозрастной порядок наступления menses, прекращения menses и проч.

б. Изучение некоторых вопросов обходится совсем без построения таких таблиц, например вычисление общих коэффициентов плодовитости. В последнем случае важно найти только общее число женщин в способном к деторождению возрасте и число рождений, приходящихся на это число женщин. Число рождений определяется путем простого суммирования. Но непосредственный материал, собранный путем анамнестического метода, не позволяет точно таким же путем суммирования подойти к определению численности женщин в производительных возрастах. Материал объединяет различное число женщин, бывших в различных возрастах. Поэтому

от установления общего числа женщин в способном к деторождению возрасте (как это было бы сделано при оперировании данными переписи населения) приходят к установлению продолжительности производительного периода у всей совокупности женщин, бывших под наблюдением. Исчисление человеко-лет, прожитых всеми женщинами, бывшими под наблюдением, производится по способу «начетных рядов». Последовательное, начиная со старших групп, суммирование числа женщин, бывших под наблюдением в каждом данном возрасте, дает в итоге общее число человеко-лет производительного периода всех женщин.

Исчисление идет таким путем (пример взят из статьи Г. А. Баткиса «Изучение плодовитости» [1]):

Возраст	Число женщин, бывших под наблюдением в данном возрасте	Число плодовитых лет
	118	—
50	2	0 + 118 = 118
49	7	118 + 2 = 120
48	1	120 + 7 = 127
47	7	127 + 1 = 128
46	37	128 + 7 = 135
45	2	135 + 37 = 172
44		

Такое исчисление идет до 15-летнего возраста, являющегося начальным возрастом изучаемой группы (15—49 лет).

При более дифференцированном изучении плодовитости таблицы усложняются. Так, при вычислении коэффициентов повозрастной брачной плодовитости для отдельных периодов таблицы строятся так, чтобы возможно было 1) определение числа человеко-лет, прожитых женщинами данного возраста в браке по отдельным периодам, и 2) установление числа рождений, приходящихся на каждое из найденных чисел женщин, или, точнее, чисел человеко-лет, прожитых женщинами наблюденной совокупности в определенном возрасте.

Число рождений отыскивается при помощи вспомогательных таблиц «трех измерений». Таблицы дают возможность вести подсчет в трех направлениях: по поколениям, по возрастным группам, по периодам и в комбинации этих трех признаков. (Описание таблиц было выше.)

IV. К методике разработки

1. Как уже было выше сказано, основной задачей при исследованиях, проводимых анамнестическим методом, является изучение повозрастной интенсивности некоторых явлений человеческой биографии.

С этой точки зрения разработка результатов некоторого обследования обычно имеет перед собой две следующие частные задачи: а) подсчет числа случаев некоторого явления в разрезе возраста, эпохи и (иногда) поколения и б) подсчет числа прожитых под наблюдением человеко-лет — тоже в повозрастном разрезе и для данной эпохи.

Технически разработка может осуществляться двумя различными способами. Первый, логически наиболее простой, но далеко не самый экономный с точки зрения трудоемкости, — это метод, при котором технической счетной единицей является человеко-год. В этом случае анкетный результат обследования переносится на специальные фишки, причем каждая фишка соответствует отдельному наблюденному человеко-году. При этом методе одна анкета (на одно лицо) может и должна породить несколько фишек и именно столько, сколько лет под наблюдением (анамнестическим) прожило данное лицо. Общее число фишек равняется общей сумме анамнестически учтенных человеко-лет. После выноса на фишки человеко-лет (со всеми группировочными признаками, характеризующими данный прожитый человеко-год) разработка делается до крайности простой и ничем не отличается от простейшей обычной статистической разработки.

Второй метод, логически гораздо более сложный, требующий значительно более высокой квалификации разрабатывающего персонала, может быть вкратце охарактеризован как метод косвенного исчисления потребных данных на основе применения комбинационных таблиц, в основу построения коих положена схема «демографической сетки».

Мы уже указывали выше, что при применении анамнестических методов обследования детальная разработка данных (на момент обследования) по возрасту дает все исходные точки для получения огромного числа потребных для исследования совокупностей живущих

первого и второго рода, и тем самым для получения данных о числе прожитых под наблюдением человеко-лет почти в любых заданных границах возраста, эпохи и времени рождения (поколение). Если к этому присоединить разработку (по возрасту и по эпохе) материала о числе случаев явления, интенсивность коего изучается, то в результате разработка сравнительно незначительного по количеству материала может дать в руки исследователя в короткий срок все необходимые данные.

Какому из этих двух методов следует отдать предпочтение? С точки зрения экономии труда, несомненно, второй метод является более выгодным. Однако он требует, как было уже упомянуто, более высокой квалификации персонала, занятого разработкой. Кроме того, следует отметить, что второй, косвенный метод может применяться с выгодой лишь в тех случаях, когда анамнестически регистрируемые этапы человеческой биографии сравнительно немногочисленны и, главное, не комбинируются во времени друг с другом. Применение косвенного метода в случаях сложной биографии-анамнеза, например в случае, когда изучается интенсивность какого-либо явления в зависимости и от эпохи, и от изменчивого семейного состояния, и от изменчивой производственно-профессиональной принадлежности, и от возраста и от миграций, делает потребную для такого изучения схему сеток-таблиц настолько громоздкой, а исчисления переходов из одного состояния в другое настолько сложными, что уничтожает всю эффективность сокращенного метода работы. В таких сложных разработках наиболее рационален первый, прямой метод разработки. За большую применимость первого (прямого) метода говорит и все усиливающаяся механизация статистических разработок. При машинном способе обработки материала его количество перестает играть главную роль. Кроме того, в этом случае отпадает и главное неудобство первого метода — вынесение данных на специальные фишки, ибо такое вынесение с успехом может быть заменено целесообразно сконструированной системой предварительной разметки материала.

При разработке материала, получаемого путем анамнестического обследования, поскольку разработка проходит в разрезах возраста, эпохи и поколения (или возраста к моменту обследования), необходимо всегда

иметь в виду, что ограничение исследуемых совокупностей всегда идет по линии трех временных координат. Какую бы из демографических схем мы ни положили в основу, будь то схема Кнаппа [31], Лексиса [32] прямоугольная, Лексиса косоугольная, Бекера [33] и т. д., мы всегда в этом случае, помимо совокупностей главных, будем иметь дело с совокупностями элементарными. Если отсчет эпох ведется в календарных годах (обычно он так и производится), то только в исключительных случаях — именно когда обследование произведено на «момент» 1 января — мы будем иметь границы эпох совпадающими с границами возрастной разработки. Простой пример лучше всего выясняет это обстоятельство. Если, например, обследование произведено 1 января 1927 г. и к этому моменту зарегистрировано a лиц в возрасте 29 лет, то в этом случае мы можем вполне определенно утверждать, что события, какие произошли в среде этих a лиц в то время, когда им было 27 лет, все произошли после 1 января 1924 г. и до 1 января 1926 г., т. е. в границах точных календарных лет 1924 и 1925 гг. Но уже и в этом случае мы лишены возможности на основании возраста в момент явления и в момент обследования установить их распределение между 1924 и 1925 гг. В случае же, если обследование произведено на 1 января, на какую-либо иную дату (в особенности, если обследование растянуто во времени), календарные границы эпох (в смысле календарных лет) делаются неуловимыми без разработки в дополнительном разрезе — разрезе эпохи. Но такая разработка, вообще говоря, необходимая для целей разделения эпох во всех случаях, требует введения в схему, а следовательно, и в разработочные таблицы элементарных совокупностей. И если в практических случаях, в особенности при разработке по однолетним возрастным группам, можно иногда и пренебрегать делением на элементарные совокупности, то теоретически это всегда является необходимым. В случаях же, когда разработка ведется по укрупненным интервалам возраста, пренебрежение делением на элементарные совокупности может повести к заметным ошибкам[1].

[1] В работах Г. А. Баткиса и Г. П. Синкевича, которым принадлежит заслуга наибольшего внедрения в нашу статистику анамнестического метода, к сожалению, особенно в работах методологического

2. Законченная разработка данных некоторого обследования, проведенного по анамнестическому методу, чаще всего приводит к таблице повозрастных вероятностей некоторого биологического, социального или бытового фактора. В этом случае результаты разработки делаются аналогичными тем результатам, какие мы имеем в графе вероятностей смерти (q_x) обычной таблицы смертности.

Отсюда вытекает возможность использования полученной графы повозрастных вероятностей для построения и иных граф, аналогичных графам таблицы смертности, иными словами, для построения так называемых таблиц выбывания [34], включающих в себя ряд биометрических функций. Наряду с графой повозрастной вероятности наступления события можно получить графу обратных повозрастных вероятностей — вероятностей того, что лицо, достигшее начальной границы возраста без признака A, достигнет и верхней границы возрастного интервала без этого признака (аналогия графе p_x). Далее легко получается графа чисел повозрастного уменьшения совокупности лиц, не имеющих признака A (аналогия графе l_x), а также графа последовательных разностей (взятых со знаком +) предыдущей графы, т. е. повозрастной ряд чисел лиц, получающих признак A из состава некоторой начальной совокупности, принятый за 1, 1000 или 100 000 (аналогия чисел d_x).

Весьма важное значение для дальнейших вычислений разного рода средних величин получает графа, аналогичная графе чисел L_x таблицы смертности, т. е. графа чисел, измеряющих сумму человеко-лет, прожитых убывающей совокупностью (лиц без признака A) в промежутке возраста от x до $x+1$; эта же графа измеряет собой среднее число лиц, живущих без признака A в промежутке возраста от x до $x+1$, при начальной величине совокупности, принятой за 1, 1000, и т. д., и при убывании, согласно нашей таблице (аналог стационарного населения). Если число лиц убывающей совокупности

характера, не обращено внимания на необходимость такого подразделения наблюденных данных на элементарные совокупности, что и лишает примеры разработочных таблиц (по возрасту в момент явления, возрасту в момент обследования и по эпохе) необходимой в этом случае четкости и ясности.

обозначить через u_x, то числа этой графы могут быть получены как интегралы:

$$\bar{u}_x = \int_x^{x+1} u_x\,dx.$$

Простейшее приближение этой формулы (в предположении линейности u_x в промежутке x, $x+1$):

$$\bar{u}_x = \frac{u_x + u_{x+1}}{2}.$$

Иными словами, числа этой графы могут быть получены как полусумма чисел лиц, доживших без признака A до нижней и верхней границ изучаемого возрастного интервала. Суммирование чисел $\bar{u}_x$ с конца таблицы даст новую графу — суммы лет, которые может прожить в дальнейшем без признака A вся совокупность лиц, уже достигших (без признака) возраста x.

В прежних обозначениях числа этой графы могут быть представлены так:

$$v(x) = \int_x^{\omega} u_x\,dx,$$

где ω — крайний возраст, после которого $u_{\omega+1}$ может быть принято равным нулю, ибо в силу тех или иных причин (вымирания или получения всеми лицами признака A) не остается лиц без признака A.

Наконец, делением чисел графы v_x на u_x мы находим числа лет, какие может еще прожить без признака A лицо, достигшее без этого признака некоторого возраста (аналогия средней продолжительности предстоящей жизни).

Далее, методами, аналогичными тем, какие имеют применение в таблице смертности, можно получить и величины вероятной продолжительности пребывания без признака A лица, достигшего без этого признака возраста x, и, наконец, вычислить «нормальный» (наиболее частный в «стационарном» населении) возраст наступления признака A.

Как мы уже выше упоминали, весьма многое по внесению указанных методов в нашу статистику сделано

трудами Г. А. Баткиса и его сотрудников (в особенности д-ра Г. П. Синкевича). Ими едва ли не впервые в СССР дана методологическая трактовка приемов анамнестического исследования демографических явлений и проведен ряд конкретных исследований.

Нужно отметить при этом и некоторые методологические неточности и недочеты, имеющие место в их работах, по-видимому, неизбежные из-за новизны дела.

Укажем прежде всего на то, что при вычислении «среднего возраста» (в концепции «стационарного» населения) для подсчета числа лет, какое может прожить в дальнейшем без признака A вся совокупность лиц, достигших без этого признака некоторого возраста x,— авторы используют графу чисел, достигающих данного возраста без признака, т. е. числа u_x в нашем обозначении (аналогично числам l_x в таблице смертности), вместо чисел:

$$\overline{u}_x = \frac{u_x + u_{x+1}}{2} \text{ (приближенно)}.$$

Это ведет или к преувеличению (если суммируется и число u_x), или к преуменьшению (если суммирование заканчивается числом u_{x+1}) средней продолжительности предстоящей жизни без признака, а следовательно, и среднего возраста наступления признака на полгода. В случае если суммирование заканчивается на величине u_{x+1}, то должна получиться величина, аналогичная неполной (укороченной) продолжительности жизни[1].

Именно так произведены расчеты среднего возраста наступления menses у женщин Г. А. Баткисом, в результате чего в одном случае средний возраст оказывается 17,29 (вместо 17,79), а в другом — 18,76 (вместо 19,26) [1].

У другого автора, Г. П. Синкевича [20], величина u_x включается в суммирование, вследствие чего в его примере средний возраст (возраст прекращения менструаций) оказывается преувеличенным — 44,7 вместо 44,4 лет.

Следует указать также на некоторую неточность интерпретации указанными авторами полученных ими величин. Исчисленный средний возраст в их представлении получает значение некоторой абсолютной величины, характеризующей всю совокупность в целом. Между тем с точки зрения математической теории населения полученное значение есть лишь частное значение некоторой динамической величины, которая меняется вместе с возрастом. Так, например, в цитированном примере исчисления среднего возраста прекращения menses мы в сущности имеем лишь среднюю продолжительность предстоящего продолжения menses у женщин, доживших в условиях сохранения менструальной функции до 35 лет — равную в этом случае 9,4 года.

Для женщин же, доживших, например, в условии сохранения менструальной функции до возраста 40 лет, средняя предстоящая длительность продолжения menses оказывается равной 8,6 лет и средний возраст прекращения menses

$$T_{40} = 40 + \frac{4724{,}0}{776} = 40 + 7{,}0 = 47{,}0,$$

а не 44,4 года, как было бы в том случае, если величине 44,4 года придавать безотносительное к возрасту значение. Наконец, для женщин, достигших возраста 45 лет без прекращения menses, остается еще

$$a_{45} = \frac{1807{,}5}{385} = 4{,}7 \text{ лет}$$

до предстоящего прекращения menses (в среднем) и средний возраст повышается до

$$T_{45} = 45 + 4{,}7 = 49{,}7 \text{ лет}.$$

Таким образом, средний возраст из статистически-абсолютной величины превращается в величину переменную, функцию возраста доживших с гораздо более богатым содержанием.

V. Об основных технических приемах разработки

Разработка данных обследования, проведенного по анамнестическому методу, без вынесения на фишки (косвенным методом) может быть осуществлена примерно следующим способом.

[1] В международно принятых обозначениях эта величина обозначается через e_x, в то время как полная средняя продолжительность предстоящей жизни обозначается символом e^0_x.

Пусть, например, результаты наблюдения выражаются в следующей таблице (мы берем в качестве примера простейший случай, т. е. случай, когда все предшествующие «эпохи» рассматриваются вместе; обследование охватывает лишь лиц возраста 30—45 лет).

Таблица 3

Возраст	Зарегистрировано в момент опроса в данном возрасте	Число случаев наступления признака в данном возрасте
30	20	15
31	12	14
32	10	7
33	10	13
34	8	8
35	15	19
36	6	7
37	8	6
38	12	8
39	13	8
40	20	10
41	8	2
42	4	2
43	5	1
44	5	1
45	4	1
Всего . .	160	122

Исходя из этой таблицы, можно построить некоторую вспомогательную таблицу. Ход рассуждений рисуется следующим образом. Точный возраст 30 лет (30-й год рождения) пережили под наблюдением все зарегистрированные при опросе лица — 160 человек. Точный возраст 31 год (31-й год рождения) пережили под наблюдением все лица, за исключением тех из них, которым к моменту обследования было менее 31 года, т. е. за исключением тех лиц, которые в момент обследования имели 30 лет (20 человек), т. е. 140 человек.

Точно так же можно утверждать, что точный возраст 32 года пережили под наблюдением все лица данной совокупности, кроме тех, которым к моменту опроса еще не исполнилось 32 года, т. е. кроме лиц в возрасте 30 лет и 31 года

$$160—20—12=128 \text{ лиц.}$$

На основе указанных соображений легко заполняется гр. 3 вспомогательной таблицы.

Таблица 4

Возраст	Зарегистрировано в момент опроса лиц в данном возрасте	Число лиц, переживших под наблюдением нижнюю границу возраста	Среднее число лиц, живших под наблюдением в данном возрасте	Число случаев наступления признака в данном возрасте	Повозрастной коэффициент частоты наступления признака
1	2	3	4	5	6
30	20	160	150	15	0,100
31	12	140	134	14	0,104
32	10	128	123	7	0,057
33	10	118	113	13	0,115
34	8	108	104	8	0,077
35	15	100	92,5	19	0,205
36	6	85	82	7	0,085
37	8	79	75	6	0,080
38	12	71	65	8	0,123
39	13	59	52,5	8	0,152
40	20	46	36	10	0,278
41	8	26	22	2	0,091
42	4	18	16	2	0,125
43	5	14	11,5	1	0,087
44	5	9	6,5	1	0,154
45	4	4	2	1	0,500

Итак, мы имеем 160 лиц, переживших под наблюдением 30-й год. рождения (точный возраст 30 лет). Из них 15 человек получили в промежутке возраста от 30 лет (точно) до 31 года (точно) исследуемый признак. Можно ли построить вероятность наступления признака в возрастном классе 30 лет путем деления

$$15 : 160 ?$$

Несомненно нет, ибо в отношении 20 лиц (имеющих возраст более 30 лет, но менее 31 года) мы остаемся в неизвестности, были или нет у них случаи наступления признака A после момента опроса (до достижения всеми ими точного возраста 31 год).

Вместе с тем мы имеем законченные наблюдения относительно всех моментов жизни в промежутке от 30 лет до 31 года для 140 лиц (160—20=140).

Нельзя ли построить вероятность наступления признака в промежутке от 30 лет (точно) до 31 года (точно), как отношение

$$15 : 140?$$

Опять-таки нельзя, ибо 15 случаев наступления признака могут относиться не только к этим 140 лицам. Часть случаев наступления признака могла произойти и в среде тех 20 лиц, которые не успели прожить под наблюдением весь промежуток возраста от 30 лет до 31 года.

Нужно отметить, что некоторыми из приведенных соображений пренебрегали, к сожалению, многие исследователи, применявшие анамнестические методы при демографических работах. Заметим, что во многих случаях (в особенности при разработке по однолетним возрастным группам) получающиеся вследствие этого ошибки и неточности обычно невелики в количественном смысле. Но a priori нельзя утверждать, что ошибки всегда и во всех случаях будут малы. В особенности существенны могут быть ошибки при разработке по укрупненным (например, пятилетним) интервалам возраста.

Но если мы лишены возможности непосредственно получить величину вероятности наступления признака в данном возрасте, то ничто нам не мешает получить величину повозрастного коэффициента частоты признака, т. е. отношения числа случаев наступления признака в данном возрасте к среднему числу лиц, находившихся под наблюдением в данном промежутке возраста (вернее к среднему числу человеко-лет, прожитых в данном промежутке возраста).

Найти приближенное число лиц, живших в данном промежутке возраста, весьма легко. Оно будет (приближенно) равняться среднему арифметическому (полусумме) из числа лиц, доживших до нижней и верхней границ возрастного интервала. Именно таким путем и заполнены числа гр. 4:

$$\frac{160 + 140}{2} = 150;$$

$$\frac{140 + 128}{2} = 134 \text{ и т. д.}$$

После этого нахождение коэффициентов осуществляется простым делением чисел гр. 5 на числа гр. 6:

$$15 : 150 = 0{,}100;$$
$$14 : 134 = 0{,}104$$

и т. д.

Указанные коэффициенты нередко для удобства умножаются на 1000. Получаем следующий ряд коэффициентов (на 1000 населения):

30 лет — 100,0;
31 год — 104,0;
32 года — 57,0

и т. д.

Так осуществляется разработка в наиболее простом случае, т. е. тогда, когда наступление признака у некоторого лица не меняет в корне его состояния (изучение плодовитости, заболеваемости, временной нетрудоспособности и т. п.).

Есть, однако, ряд случаев, когда приходится изучать наступление такого признака, который при своем наступлении выводит субъекта из состава одной совокупности и переводит его в некоторую новую, резко отличную в качественном отношении совокупность. При этом чаще всего эта новая совокупность становится уже неспособной к повторному получению того же признака *A*. В этом случае задачей исследователя является обычно составление картины постепенного, повозрастного убывания совокупности начальной (первого вида, т. е. без признака) и нарастания второй, новой совокупности (совокупности лиц, получивших признак *A*). К такого рода вопросам относятся вопросы смертности, постоянной нетрудоспособности (инвалидности), наступления и прекращения menses, брачности и т. д.

Покажем схему решения простейшего случая такого исследования.

В этом случае (как, впрочем, и в первом случае) результаты наблюдения удобнее всего сгруппировать в комбинационной таблице следующего (примерно) вида (см. табл. 5).

Для простоты допустим, что до достижения возраста 30 лет признак вообще не наступает и что, следовательно, все лица, прожившие под наблюдением точный

Таблица 5

Возраст к моменту обследования	Число имеющих признак A к моменту обследования	из них получили признак A в возрасте																К моменту обследования не имели признака A	Всего обследовано
		30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45		
30	8	8	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	20	28
31	8	2	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	12	20
32	5	—	3	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10	15
33	7	1	2	2	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10	17
34	6	—	2	—	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8	14
35	11	—	—	2	3	2	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15	26
36	5	1	—	—	1	1	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6	11
37	6	1	—	—	2	1	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	8	14
38	11	—	1	—	—	2	2	2	1	3	—	—	—	—	—	—	—	12	23
39	13	—	—	—	2	—	2	2	2	1	4	—	—	—	—	—	—	13	26
40	18	2	—	—	—	1	3	1	1	2	3	5	—	—	—	—	—	20	38
41	6	—	—	—	—	—	1	1	1	1	1	1	—	—	—	—	—	8	14
42	4	—	—	—	—	—	2	—	—	1	—	—	—	1	—	—	—	4	8
43	5	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	2	1	—	1	—	—	5	10
44	5	—	—	1	—	—	1	—	—	—	—	2	—	1	—	—	—	5	10
45	4	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	1	—	—	1	1	4	8
Всего	122	15	14	7	13	8	19	7	6	8	8	10	2	2	1	1	1	160	282

возраст 30 лет, являются лицами, признаком A не обладающими.

Из этой комбинационной таблицы легко может быть составлена следующая вспомогательная таблица, служащая для вычисления повозрастной частоты наступления признака A (см. табл. 6).

В этой таблице данные гр. 3 и 4 выписываются непосредственно из предыдущей таблицы.

Гр. 2 заполняется так:

В первой строке проставляется общее число обследованных лиц (равное числу лиц, переживших под наблюдением возраст 30 лет без признака).

Следующие строки этой графы получаются путем последовательных вычитаний соответствующих чисел гр. 3 (число лиц, которые в момент опроса не достигли еще следующего возраста) и гр. 4 (число лиц, получив-

Таблица 6

Возраст	Число лиц, переживших под наблюдением без признака нижнюю границу возраста	Число лиц, зарегистрированных в данном возрасте без признака в момент обследования	Число лиц, получивших признак в данном возрасте	Среднее число лиц, живших под наблюдением без признака в данном возрасте	Повозрастные коэффициенты частоты наступления признака в данном возрасте
1	2	3	4	5	6
30	282	20	15	264,5	0,057
31	247	12	14	234,0	0,060
32	221	10	7	212,5	1,033
33	204	10	13	192,5	0,068
34	181	8	8	173,0	0,046
35	165	15	19	148,0	0,128
36	131	6	7	124,5	0,056
37	118	8	6	111,0	0,054
38	104	12	8	94,0	0,085
39	84	13	8	73,5	0,109
40	63	20	10	48,0	0,208
41	33	8	2	28,0	0,071
42	23	4	2	20,0	0,100
43	17	5	1	14,0	0,072
44	11	5	1	8,0	0,125
45	5	4	1	2,5	0,400
46	0				

ших признак до перехода в следующий возраст), например:

Число переживших (без признака) под наблюдением возраст 31 год будет равно:

$$282-20-15=247.$$

Переживших в тех же условиях возраст 32 года

$$247-12-14=221 \text{ и т. д.}$$

Гр. 5 (среднее число лиц, живших в промежутке возрастов без признака под наблюдением) заполняется как полусумма двух последовательных чисел гр. 2:

$$\frac{282+247}{2}=264{,}5;$$

$$\frac{247+221}{2}=234{,}0.$$

По тем же причинам, какие изложены ранее, вместо непосредственного получения вероятностей повозраст-

ного признака вычисляем повозрастные коэффициенты:

$$15 : 264{,}5 = 0{,}057;$$
$$14 : 234{,}0 = 0{,}060$$
и т. д.

Таблица эта дает все элементы для построения таблицы убывания, аналогичной таблице смертности.

В методе построения, в сущности, нет никаких особенностей, свойственных специфически анамнестическому методу.

Покажем простейший способ такого построения.

Таблица 7

Возраст	Повозрастные коэффициенты		Логарифмы чисел, достигающих нижней границы возраста без признака	Аналог стационарного населения	
	m_x	$m_x \cdot 0{,}43429$		числа доживающих до нижней границы возраста без признака	числа получающих признак в данном возрасте
1	2	3	4	5	6
30	0,057	0,02475	3,00000	1 000	55
31	0,060	0,02606	2,97525	945	55
32	0,033	0,01433	2,94919	890	29
33	0,068	0,02953	2,93486	861	57
34	0,046	0,01998	2,90533	804	37
35	0,128	0,05559	2,88535	767	91
36	0,056	0,02432	2,82976	676	37
37	0,054	0,02345	2,80544	639	34
38	0,085	0,03691	2,78199	605	49
39	0,109	0,04734	2,74508	556	57
40	0,208	0,09033	2,69774	499	94
41	0,071	0,03083	2,60741	405	28
42	0,100	0,04343	2,57658	377	36
43	0,072	0,03127	2,53315	341	23
44	0,125	0,05429	2,50188	318	38
45	0,400	0,17372	2,44759	280	92
46	—	—	2,27387	188	—

Здесь вычисления очень просты:

Гр. 2 — повозрастные коэффициенты (из табл. 6).

Гр. 3 — те же коэффициенты, умноженные на величину $0{,}43429 = \lg e$.

Гр. 4 получается так: в первой строке ставится 3,00000 ($\lg 1000$); последующие строки получаются вычитанием из 3,00000 соответствующих чисел гр. 3.

$$3{,}00000 - 0{,}02475 = 2{,}97525;$$
$$2{,}97525 - 0{,}02606 = 2{,}94919$$
и т. д.

Гр. 5 находится по таблицам логарифмов (ближайшая мантисса, без пользования «partes proportionales»)

2,97525 соответствует 945;
2,94919 соответствует 890
и т. д.

Гр. 6 получается путем последовательных вычитаний чисел гр. 5

$$1000 - 945 = 55;$$
$$945 - 890 = 55;$$
$$890 - 861 = 29$$
и т. д.

Аналогию с таблицами смертности можно продолжить и далее. Можно вычислить графу средних чисел, живущих (без признака) в данном возрастном классе «стационарного населения» (аналогия L_x), суммировать их с конца таблицы и делением на число гр. 5 предыдущей таблицы (аналог l_x) получить среднее число лет, какое может прожить впредь без признака лицо, достигшее возраста x (см. табл. 8).

Выше мы указали на то, что при обработке материала, собранного путем анамнестических опросов, следует вычислять коэффициенты повозрастной интенсивности явления, а не повозрастные вероятности наступления явления. Из этого, однако, вовсе не следует, что вычисление таких вероятностей вообще невозможно. Затруднительно лишь непосредственное прямое вычисление. В тех же случаях, когда повозрастные коэффициенты уже найдены, последующее косвенное вычисление не представляет затруднений. Так, например, если найдена величина повозрастного коэффициента (n_x), то величина вероятности (при малых значениях n_x) может быть получена по формуле

$$q_x = \frac{2n_x}{2 + n_x}$$

или по более точной

$$q_x = 1 - e^{-n_x},$$

или, наконец, простым делением чисел гр. 6 на числа гр. 5.

Вычисление здесь также крайне просто. В гр. 2 выписываются просто числа гр. 5 предыдущей таблицы. Числа гр. 3 получаются как полусуммы чисел гр. 2:

$$\frac{1000+945}{2}=972{,}5;$$

$$\frac{945+890}{2}=917{,}5$$

и т. д.

Числа гр. 4 получаются суммированием с конца таблицы чисел гр. 3.

94,0

94,0 + 234 = 328,0;

328,0 + 299,0 = 627,0

и т. д.

Наконец, числа гр. 5 получаются путем деления чисел гр. 4 на числа гр. 2:

9651 : 1000 = 9,65;

8678,5 : 945 = 9,18

и т. д.

Числа гр. 5 изображают среднее число лет, которое впредь может прожить лицо, достигшее указанного в таблице возраста без получения признака A[1].

Так, для достигших возраста 30 лет (без признака) можно ожидать еще 9,65 лет жизни без признака. Таким образом, для них средний возраст наступления признака равен:

30 + 9,65 = 39,65 лет.

Для лиц, достигших без признака возраста 31 года, соответственно средний возраст наступления признака

31 + 9,18 = 40,18 лет

и т. д.

Сделаем еще одно необходимое замечание.

[1] Мы условно принимаем, что в возрасте 47 лет все оставшиеся до сих пор без признака получат полностью признак A.

Таблица 8 «СТАЦИОНАРНОЕ» НАСЕЛЕНИЕ

Возраст	Число доживающих без признака до нижней границы возраста	Среднее число живущих без признака	Сумма предстоящих человеко-лет без признака	Среднее число ожидаемых впредь лет без признака
1	2	3	4	5
30	1 000	972,5	9651,0	9,65
31	945	917,5	8678,5	9,18
32	890	875,5	7761,0	8,72
33	861	832,5	6885,5	7,99
34	804	785,5	6053,0	7,52
35	767	721,5	5267,5	6,86
36	676	657,5	4546,0	6,72
37	639	622,0	3888,5	6,08
38	605	580,5	3266,5	5,39
39	556	527,5	2686,0	4,83
40	499	452,0	2158,5	4,32
41	405	391,0	1706,5	4,21
42	377	359,0	1315,5	3,48
43	341	329,5	956,5	2,80
44	318	299,0	627,0	1,97
45	280	234,0	328,0	1,17
46	188	94,0	94,0	0,50
47	0			

Все вообще построение «таблиц убывания» и сама конструкция «стационарного» населения имеет характер некоторой абстракции даже в случае построения обычных таблиц смертности. В данном же случае приведенное построение приобретает особо абстрактный характер, значительно удаленный от конкретной действительности, ибо мы при построении убывания перестаем считаться со смертностью, между тем как убывание всякой реальной совокупности происходит неизбежно под влиянием не только изменений состояния (получения признака A), но и под влиянием неминуемой убыли вследствие смертности.

Это обстоятельство всегда следует иметь в виду исследователю, строящему «таблицы выбывания» или изменения структуры различных совокупностей. В этом случае наиболее правильным явилось бы построение комбинированной таблицы смертности и приобретения

призна́ка *A*. Однако метод построения подобных таблиц, довольно сложный в общем случае, не может служить предметом изложения в настоящей работе, посвященной специально анамнестическому методу.

VI. Заключение

Анамнестический метод дает в руки исследователя научное орудие для более или менее точного и углубленного изучения процессов воспроизводства населения.

Но возникает вопрос, только ли в этом роль метода? Этот общий вопрос можно расчленить на несколько вопросов: связаны ли непрерывно стадии собирания и обработки материала при применении метода, т. е. может ли обработка способами анамнестического метода применяться при использовании материала, собранного иными способами; возможно ли перенесение анамнестического метода из области демографии, санитарной статистики, социальной гигиены в другие области знания. На первый вопрос ответ подсказывается сам собой: приемы обработки анамнестического метода, очевидно, приложимы ко всякому материалу, в котором налицо основные требования, предъявляемые анамнестическим методом, т. е. имеется точная и расчлененная в трех разрезах датировка появления события. Если это условие выполнено, то возможна обработка материала, собранного, может быть, даже без ясных статистических целей. Так, необходимые содержание и характеристика материала имеются в посемейных, фамильных списках, генеалогических записях. Даты рождения, смерти, браков членов семьи (рода), возраст их в момент наступления события обычно довольно точно зарегистрированы в подобного рода документах.

Очень интересным примером в этом отношении является работа П. Лоренца (P. Lorenz), посвященная изучению смертности за столетний период времени населения немецкой колонии на Кавказе. По материалам церковных пофамильных книг и семейных списков (которые велись в школах в течение более 50 лет) делается опыт изучения смертности населения немецкой колонии. Колония образована в 1818—1819 гг. выселившимися из Вюртемберга 500 семьями. При изучении

смертности Лоренц учитывает не только изменения населения в результате смертности, но и процессы эмиграции. Способы изучения в значительной степени приближаются к способам анамнестического метода, но не являются тождественными.

Утвердительно решается и другой вопрос. Перенесение в другие области приемов статистического наблюдения и исследования, свойственных анамнестическому методу, возможно, если соблюдены условия, допускающие необходимые операции с материалом. И можно сказать даже больше — анамнестический метод не связан непременно с возрастной характеристикой материала. Совокупности человеко-лет, образуемые при разработке, могут быть образованы по тому же способу, но по иному признаку. Так, например, мыслимо изучение наступления какого-либо признака (инвалидность) в связи с годом стажа. В этом случае материал, собранный путем опроса о прошлом, расчленяется не на человеко-годы возраста, а на человеко-годы стажа. Совокупности образуются по тем же правилам, имеют тот же характер и подчиняются тем же приемам обработки, как и совокупности, образованные по признаку возраста. Или другой пример: изучается наступление признака (заболеваемость и пр.) в связи с временем пребывания в какой-либо местности. Образуются совокупности человеко-лет пребывания в данном городе, местности.

Наконец, мыслимо образование специфических для анамнестического метода совокупностей даже не по признаку года. Например, изучается школьный коллектив. Цель изучения — определить темп отсева за весь период пребывания в школе, распределяя его по отдельным классам. Опрашиваются представители отдельных классов о судьбе («метод братьев и сестер») тех, кто одновременно поступил в школу («генерация», «поколение»). Так, в 7 классе находится 20 человек, (предположим, что второгодников нет; вообще же говоря, как второгодничество в данном примере, так и эмиграция и иммиграция в примерах изучения смертности населения являются моментами, усложняющими методику обработки, но не уничтожающими возможность обработки). Поступило же в школу в 1-й класс 45 человек. Опрашиваемые сообщают о том, сколько учащихся и из какого класса выбыло. Опрос, таким образом, дает.

материал, подобный материалу о смертности, и, следовательно, возможно определение, подобно порядку вымирания, порядка отсева. Счетные единицы, составляющие совокупности, являются человеко-классами. Возраст заменяется классом, генерация определяется временем поступления в школу, хронологическая датировка сохраняет свое значение, и, следовательно, остается возможным изучение по периодам.

Таким образом, очевидно, что область применения анамнестического метода очень широка. Получение материала о прошлом может происходить как по опросу живых людей, так и по различного-рода нестатистическим документам, содержащим описание прошлого по тем признакам, которых требуют цели исследования. Формуляры, заполненные при различного рода опросах различными учреждениями, в настоящее время нередко содержат вопросы, тождественные с теми, которые задаются при собирании материала по анамнестическому методу. Некоторое изменение формулировок сделало бы этот материал вполне пригодным для обработки приемами анамнестического метода. Как пример таких формуляров можно назвать «Единый санитарный журнал ребенка», который ведется пунктами охраны материнства и младенчества, «Индивидуальные карты беременных» и др. В этих формулярах отсутствуют годы наступления признаков (или возраста опрашиваемой в момент наступления признака). «Единый женский журнал диспансерного наблюдения» пунктов охраны материнства и младенчества содержит все необходимые для применения анамнестического метода формулировки и даты (возраст, год) моментов наступления ряда признаков, как непосредственно изучаемых (беременность, роды), так и тех, в связи с которыми может изучаться основной признак (характер работы, участие в труде, место проживания). Материалы этих журналов могут без внесения дополнительных вопросов разрабатываться способами анамнестического метода.

Если допустить, что для применения анамнестического метода не необходим опрос живого человека и восстановление событий непременно по воспоминанию опрашиваемого и материал может быть извлечен и из документов и даже из документов, не имеющих прямого статистического характера, то придется отказаться

от установления каких бы то ни было границ для применения метода, зависящих от содержания изучаемого материала. Анамнестический метод как метод ретроспективного статистического наблюдения применим во всех случаях, где материал отвечает описанным формальным требованиям — точность и расчлененность датировки наступления события. Отсюда вытекает, что применение метода в тех областях, где объектом наблюдения бывает человек, является лишь фактическим состоянием применения метода в настоящее время. Метод возник и имеет наибольшую ценность при изучении недокументированного прошлого изучаемых коллективов людей, но методом можно изучать и не людей. Так, например, возможно произвести опрос рабочих о работе станков, паровозов, об их изнашиваемости, процессах амортизации. И по собранным ответам возможно построение подобных таблицам смертности таблиц амортизации.

Но несомненно, что основное значение метода в его помощи при изучении человека. Выше перечислены те явления биологии и физиологии человека, статистическое изучение которых ведется или может вестись анамнестическим методом. Широкое применение метод может получить и в психологии. В современной психологии среди других методов собирания и исследования материала имеются методы историометрический и биографический. Особенное развитие — теоретическое и практическое — получил последний метод, имеющий источниками биографический материал.

Биографический метод, с одной стороны, изучает на биографическом материале связь различных психических свойств, констатирует психические единства, разрабатывая проблему характера, с другой — устанавливает ход повозрастных психических изменений. В этой второй своей задаче биографический метод имеет много общих черт с анамнестическим. «Биографический материал оказывается очень симптоматичным для улавливания изменений возрастного характера, т. е. вполне соответствует целям «Entwicklungspsychologie». Но биографический материал, обеспечивая возможность изучать развитие, в то же время удовлетворяет и другой тенденции современной психологии «к целостному синтетическому охвату личности». «В противополож-

ность наиболее распространенному приему изучения, когда об одном моменте жизни мы знаем из реакции одного, а о другом моменте из реакции другого субъекта, биография стремится дать непрерывное описание поведения одной и той же личности на протяжении более или менее длительного временного отрезка. Биографический метод стремится соблюсти тождество изучаемого объекта, что так редко выполняется при пользовании другими методами». «Поведение одной и той же личности фиксируется многократно. Это поведение освещается с различных сторон на основе самых различных данных» [18, 19].

Для советской психологии обращение к изучению биографического материала имеет еще и иную цель. Изучение своеобразных черт, присущих личности пролетария в настоящий момент, требует дополнительного изучения истории развития этого психического типа. На этом пути перед исследователем-психологом встают те же трудности, как и перед демографом,— нет материалов о прошлом. В прошлом не существовало интереса к подобным темам. Приходится, следовательно, изыскивать способы получения в настоящее время материалов, относящихся к развитию, к истории типа. Психология обратилась к изучению материала биографического характера — биографий, автобиографий, мемуарной и эпистолярной литературы, дневников и пр. [19]. Отличительные свойства биографического метода — изучение прошлого в виде целого, более или менее длительного периода, описание не разрозненных реакций, а связная характеристика жизненных явлений в их преемственности, непрерывности, возможность уловить процесс развития, проследить повозрастные изменения, установить чередование повозрастных структурных форм и возможность вести изучение в связи с другими факторами — все эти свойства присущи и анамнестическому методу.

Материал, собранный анамнестическим методом, разбивается на многочисленные счетные статистические единицы и в то же время воспринимается как единый, связанный единством совокупности одних и тех же людей. Повозрастные изменения, изучаемые анамнестическим методом, относятся не к различным совокупностям, а изучаются внутри одного и того же коллектива

людей. Анамнестический метод ведет наблюдение над одним коллективом, давая как бы его биографию, отмечая события за каждый год жизни коллектива. Вначале было дано определение анамнеза, как «медицинской биографии». Анамнестический метод и является, по существу, методом биографическим.

И может быть наименование «биографический» более соответствовало бы сущности и содержанию анамнестического метода.

Применение приемов анамнестического метода в психологии, в частности в работах биографического метода, очевидно, вполне возможно. Изучение повозрастных изменений может в ряде исследований воспользоваться способами обработки анамнестического метода (содержание представлений, умственная одаренность, первое воспоминание). Большое значение анамнестический метод может иметь вообще при статистическом изучении биографий (средний возраст начала творческого периода, средняя продолжительность жизни, средняя продолжительность творчества одного произведения и т. п.). В виде примера можно привести работу В. А. Липского [11] по изучению продолжительности жизни русских революционеров. Данные биобиблиографического словаря, послужившие материалом для работы, могли бы быть подвергнуты обработке приемами анамнестического метода.

Приемы анамнестического метода с особенной эффективностью могут быть применены в семейной статистике и вообще при различных изучениях семьи (евгенических и пр.)[1].

Целый ряд вопросов, при изучении которых статистический материал бывает сравнительно незначитель-

---

[1] Очень интересным примером приложения своеобразных приемов, весьма близких к приемам анамнестического метода при статистическом изучении семьи, является работа проф. П. Е. Фольбека «La noblesse de Suède». Изучая генеалогический материал о вымерших дворянских фамилиях Швеции, Фальбек исследует вопросы брачности, плодовитости, смертности в угасших фамилиях, дает как бы таблицу смертности семей, определяет порядок вымирания семей и продолжительность жизни семьи.

Применение в обычной семейной статистике опроса о прошлом можно встретить очень часто. Но было бы неточно отождествить этот вопрос с анамнестическим методом. Понятию анамнестического метода присуще совершенно особое содержание, не совпадающее

ным по числу единиц наблюдения, получает при помощи анамнестического метода возможность расширения и углубления программы изучения.

Сказанное позволяет считать, что анамнестический (или, может быть, правильнее — биографический) метод может найти довольно широкое применение при статистическом наблюдении в очень многих отраслях знания. Основное значение метода заключается в способности дать знание прошлого и при этом в форме, требуемой современным исследованием. Это значение метод не теряет, несмотря на возможные теоретические погрешности и возможную дефектность собираемого материала.

ЛИТЕРАТУРА

1. Баткис Г. А. Очерки по статистической методологии. I. К вопросу методологии исчисления среднего возраста. II. Метод изохрон. III. Изучение плодовитости. IV. Изучение смертности. V. Геометрические графики населения. VI. Анамнестический метод в демографии.— «Социальная гигиена», 1927, № 1 (9); 1928, № 2—3 (12—13), № 4 (14).

2. Баткис Г. А., Коган Р. Б., Шуфир Ф. Я. Труд и производительная функция женщины.— «Социальная гигиена», 1930, № 1—2.

3. Баткис Г. А. Плодовитость калмыцкого народа.— В сб.: «Калмыки». Исследование санитарного состояния и запаса жизненных сил. Под ред. проф. А. В. Молькова, 1928.

4. Бунак В. В. Несколько данных по био-антропологии мари (черемисов). Русский евгенический журнал, 1924, том I, вып. 3—4.

как стремилась показать настоящая работа, только с собиранием сведений о прошлом. И поэтому многие работы, применявшие при собирании сведений опрос о прошлом, не могут быть по одному только этому признаку отнесены к числу исследований, пользовавшихся анамнестическим методом, хотя нередко способы собирания материалов очень близко напоминают способы анамнестического метода. Так, например, опрос о прошлом применен был при работах бурят-монгольской антропологической экспедиции, организованной Академией наук СССР в 1931 г. Основная цель экспедиции заключалась в подборе материалов для критики теорий, связывающих метисацию с физическим вырождением народностей. Собранный материал дал возможность проследить в течение периода примерно в 150 лет (6—7 поколений) порядок размножения 5 брачных пар. Перед составлением генеалогических таблиц заполнялись по опросу посемейные списки. Перекрестный опрос родственников позволял проверить полноту и правильность этих списков. При составлении посемейных списков устанавливался целый ряд демографических признаков: число детей у каждой из женщин, достигших производительного возраста, порядок рождений, случаи смерти детей (до достижения ими брачного возраста) и др. Таким образом, и по характеру многих вопросов, ставившихся экспедицией, и по мере их разрешения исследование очень близко напоминало черты анамнестического метода, но не применяло его полностью в развернутой уточненной формулировке.

5. Врач Васильевская. Родовая способность женщин Якутии.— «Хозяйство Якутии», 1926, № 6.

6. Вейнберг В. Методика и техника статистики в приложении к социальной биологии. Под ред. А. В. Молькова, 1928.

7. Вейтмейер А. Ф., Окунева И. И., Штейнбах Е. Е., Щеглова Л. Н. Труд и половая сфера астраханских грузчиц (глава 6). Функции материнства.— В сб.: «Труды и материалы Государственного института организации труда», № 12 (т. IV, вып. 1). Женский труд. Подъем и переноска тяжестей, 1931.

8. Епифанова А. Г. Плодовитость даргинки и детская смертность.— В сб.: «Даргинцы». Социально-гигиеническое исследование народностей Дагестана, вып. 1, 1930.

9. Кон Ф. Я. Физиологические и биологические данные об якутах (антропологический очерк). Минусинск, 1899.

10. Красильников М. П. К вопросу об угасании северных народностей. Статистическое обозрение, 1928, № 3.

11. Липский В. А. Продолжительность жизни русских революционеров. «Гигиена и эпидемиология», 1931, № 8—9.

12. Майнов И. И. Население Якутии.— В сб.: «Якутия». Издательство АН. СССР, 1927.

13. Мухамедьяров Ф. Г. Переживаемость взрослого населения Даргинского округа.— В сб.: «Даргинцы», 1930, вып. 1.

14. «К вопросу об изучении переживаемости взрослого татарского населения». Казанский медицинский журнал, 1930, № 7.

15. К вопросу об изучении воспроизводства поколений, Казанский медицинский журнал, 1931, № 6.

16. Никифоров В. В. Предварительный отчет по демографическому и дазиметрическому обследованию Вилюйского и Олекминского округов. Материалы Комиссии по изучению Якутской АССР. Вып. 10 (Краткие отчеты о работах отрядов Якутской экспедиции Академии наук СССР 1925—1926 гг.), 1929.

17. Патканов С. О. О приросте инородческого населения Сибири. Статистические материалы для освещения вопроса о вымирании первобытных племен. Издательство Академии наук СССР, 1911.

18. Рыбников Н. А. Психология и изучение биографий.— «Психология», 1929, т. II, вып. 2.

19. Автобиографии рабочих и их изучение, 1930.

20. Синкевич Г. П. Исчисление среднего возраста наступления признака по календарным периодам.— «Гигиена и эпидемиология», 1928, № 10.

21. Синкевич Г. П. Вологодская крестьянка и ее ребенок, 1929.

22. Шатилов М. Б. Ваховские остяки. Труды Томского краеведческого музея, 1931, т. IV.

23. Лексис В. Статьи по теории статистики населения и теории нравственной статистики. I. Графический метод исследования смертности. II. Порядок вымирания. Под. ред. А. А. Чупрова. СПб., 1906.

24. Большая Советская Энциклопедия. Советская Медицинская Энциклопедия.

25. Сибирская энциклопедия.

26. Паевский В. В. О построении коэффициентов смертности неподвижного населения. «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1928, № 20.

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ НАСЕЛЕНИЯ СССР[1]

Построение таблиц смертности населения является по научной обоснованности, детальности и наглядности получаемых числовых характеристик наиболее совершенным приемом изучения повозрастной смертности. Величины таблиц смертности имеют и существенное научно-практическое значение для различных плановых построений о вероятном будущем количестве населения различного возраста: детей школьного возраста, лиц призывного возраста, рабочего возраста и т. д. В вопросах страхования жизни таблицы смертности являются главным основанием для всех страховых расчетов.

Таблицы смертности населения отдельных стран и местностей строятся в настоящее время исключительно косвенным способом, исходя из чисел населения, распределенного по возрасту по переписям, и аналогично распределенных чисел умерших за междупереписные календарные годы или же годы, примыкающие к данной переписи. При этом первоначальным элементом построения являются вероятности смерти в отдельных возрастах (q), из которых получаются и остальные элементы таблицы (числа доживающих и т. д.). Построенные по косвенному способу таблицы представляют картину смертности и доживаемости до отдельных возрастов, свойственную не

[1] Написано совместно с С. А. Новосельским. Опубликовано в кн.: «Смертность и продолжительность жизни населения СССР, 1926—1927. Таблицы смертности», М.—Л., Планхозгиз, 1930. Печатается с сокращениями.

какому-либо реальному поколению, но поколению гипотетическому, поставленному в условия повозрастной смертности, свойственной периоду времени, за который берутся материалы об умерших, и дают, таким образом, числовую характеристику смертности, определяемую экономическими, социальными и санитарными условиями, существующими в данный период.

Ввиду значения и важности таблиц смертности периодическое их построение применительно к периодически же производимым в большинстве стран переписям населения входит в обязательный круг деятельности центральных статистических учреждений.

В России до революции имела место всего одна всеобщая перепись населения (28 января 1897 г.), и обычным способом из совокупностей живущих и умерших была построена лишь одна полная таблица смертности, относящаяся ко всему населению Европейской России (50 губерний), по данным об умерших за 2 примыкающих к переписи года (1896 и 1897)[1].

Кроме того, до революции был построен отдельными исследователями ряд таблиц, относящихся не ко всему, а лишь к части населения (к православному населению)[2] Российской Империи и Европейской России, причем таблицы эти были построены или из совокупностей одних умерших или же из совокупностей умерших и родившихся.

Из совокупностей умерших были построены таблицы К. Ф. Германом[3], Н. Е. Зерновым[4], М. Спасским[5]. Все эти таблицы относятся только к православному населению мужского пола и являются вместе с тем сокращенными, давая величины лишь по пятилетним возрастным груп-

[1] С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России, Петроград, 1916.

[2] До революции в России, как известно, имела место только церковная регистрация актов гражданского состояния. При этом более или менее систематизированные данные об умерших и родившихся за старое время, до 1867 г., имелись только для населения православного вероисповедания.

[3] К. Ф. Герман. Статистические исследования относительно Российской Империи, ч. 1, СПб., 1819.

[4] Н. Е. Зернов. Теория вероятностей с приложением преимущественно к смертности и страхованию, М., 1843.

[5] М. Спасский. О влиянии внешних условий на долголетие, СПб., 1854.

пам. Построение таблиц смертности из совокупностей одних умерших, как известно, применимо только к стационарному населению, т. е. населению с постоянной плотностью рождений и неизменным порядком вымирания при отсутствии эмиграции и иммиграции. Применение этого метода к быстрорастущему русскому населению является ошибочным приемом, ввиду чего таблицы эти лишены научного значения и не дают правильной картины смертности вышеуказанной части русского населения.

Значительный шаг вперед в деле изучения русской смертности представляют таблицы, построенные из совокупностей умерших и родившихся. При этом способе распределенные по возрасту числа умерших за данный промежуток времени сопоставляются с теми числами родившихся, к поколению которых принадлежат умершие данного возраста. Этим путем первоначально определяются числа умерших (величины d_x), т. е. вероятности для родившихся умереть в данных возрастных пределах, и из этих величин выводятся остальные элементы таблицы. Указанный метод построения таблиц смертности возник и чаще всего применялся у нас в России. Впервые метод этот был применен и теоретически обоснован академиком В. Я. Буняковским в его работе «Опыт о законах смертности в России»[1]. Имеющаяся в этой работе таблица смертности построена для православного населения всей Российской империи отдельно для мужского и для женского пола по данным об умерших в 1862 г. и данным о родившихся за 1796—1862 гг. Ввиду отсутствия сведений о числах родившихся до 1796 г., величины d_x для возрастов старше 65 лет исчислялись на основании старой шведской таблицы Варгентина. Этой же таблицей В. Я. Буняковский пользовался для распределения пятилетних групп умерших по однолетним группам.

Кроме указанной таблицы В. Я. Буняковским составлены еще две таблицы[2] только для мужского православного населения: одна по данным об умерших за 1870 г., и

[1] Приложение № 6 к VIII тому Записок Академии наук, СПб., 1865.

[2] В. Я. Буняковский. Антропобиологические исследования и их приложения к мужскому населению России. Приложение № 5 к XXIII тому Записок Академии наук, СПб., 1874.

другая за 1863—1870 гг., причем первая таблица доведена только до возраста 75 лет и вторая до 68 лет.

Из совокупностей родившихся и умерших были построены далее таблицы К. А. Андреевым[1], В. Борткевичем[2], Бессером и Баллодом[3]. Таблица Андреева основана на материалах об умерших за 1851—1860 гг. и родившихся за 1796—1855 гг. для православного населения всей Российской империи, причем К. А. Андреев, как и В. Я. Буняковский, для получения величин в возрастах старше 60 лет и для интерполирования таблицы по однолетним возрастным группам пользовался шведской таблицей Варгентина.

Таблица В. И. Борткевича относится к православному населению одной Европейской России и построена по данным об умерших за 1874—1883 гг. и данным о родившихся за 1754—1883 гг., причем отсутствующие материалы о родившихся за 1754—1795 гг. В. И. Борткевич исчислял, предполагая, что население, а вместе с ним рождения и смерти возрастают в геометрической прогрессии.

Таблица Бессера и Баллода построена для православного населения всей Российской империи по данным об умерших за 1867—1890 гг. и данных о родившихся за 1750—1890 гг. Числа родившихся до 1796 г. авторы, как и В. И. Борткевич, определяли, исходя из гипотезы о возрастании чисел родившихся в геометрической прогрессии. Таблица смертности, построенная Бессером и Баллодом, является сокращенной, и все величины таблицы в возрасте выше 25 лет построены по пятилетним возрастным группам.

Из всех указанных таблиц, построенных из совокупностей родившихся и умерших, только таблица В. И. Борткевича представляет полную таблицу для однолетних возрастов, построенную на основании русских материалов без привлечения иностранных таблиц для пополне-

[1] К. А. Андреев. О таблицах смертности. Опыт теоретического исследования о законах смертности и составления таблиц смертности для России, М., 1871.

[2] В. И. Борткевич. Смертность и долговечность мужского православного населения Европейской России. Приложение № 8 к 69-му тому Записок Академии наук, СПб., 1890. То же для женщин. Приложение № 3 к 66-му тому Записок Академии наук, СПб., 1891.

[3] Л. Бессер и Баллод. Смертность, возрастной состав и долговечность православного народонаселения обоего пола в России. Записки Академии наук по историко-филологическому отделению. Серия 8, т. I, № 5, СПб., 1897.

ния недостающих данных. Относится она к православному населению одной Европейской России.

Построение таблиц смертности из совокупностей родившихся и умерших путем первоначального определения величин d_x представляет большой шаг вперед сравнительно с таблицами, построенными только из совокупностей умерших. Однако таблицы эти могут достаточно точно характеризовать смертность, свойственную периоду времени, за который берутся данные об умерших, только при отсутствии эмиграции и иммиграции и при неизменном порядке вымирания, т. е. при условии, чтобы вероятности смерти в последовательных возрастах среди всех поколений родившихся были бы равны вероятностям для соответствующих возрастов в период времени, к которому относятся материалы об умерших. Применительно к России это второе условие является в значительной мере нарушенным, так как в России, особенно в старое время, повозрастная смертность в связи с периодическими громадными эпидемиями и периодическими неурожаями являлась крайне неустойчивой и резко менялась. Все указанные выше таблицы из совокупностей родившихся и умерших не могут быть признаны удовлетворительно характеризующими повозрастную смертность православного населения России в различные периоды времени и не представляют достаточного материала для оценки эволюции смертности в дореволюционной России. Помимо недостатков, свойственных самому методу построения таблиц, на сравнимости таблиц отражается и различная степень неточностей и несовершенств основных сырых материалов, которыми пользовались отдельные авторы, и различные приемы пополнения и исправления этих неточностей, а также различная степень привлечения к построению таблиц иностранных таблиц смертности.

Для послереволюционного времени имеется несколько полных таблиц смертности, построенных обычным косвенным способом из совокупностей живущих и умерших и относящихся к отдельным местностям и городам СССР: Ленинграду[1], Архангельской губернии[2], Уральской области[1], Украине[2]. Кроме того, имеются сокращенные таблицы для населения европейской части СССР, построенные по данным переписи 1926 г. и данным об умерших за один 1926 г. отдельно для городского и сельского населения и отдельно для европейской части РСФСР, Украины и Белоруссии[3].

Публикуемые ныне полные таблицы построены по материалам Всесоюзной переписи населения 17 декабря 1926 г. и данным об умерших за два примыкающих к переписи года (1926 и 1927). Таблицы построены отдельно для мужского пола, женского пола и для обоих полов вместе, отдельно для городского и сельского населения и суммарно для всего населения данного района.

За отсутствием удовлетворительных материалов таблицы смертности отдельных социальных групп оказалось возможным построить только для Ленинграда, причем таблицы эти построены отдельно для рабочих, для служащих и суммарно для остального населения Ленинграда, отдельная таблица, кроме того, построена для ленинградских рабочих-металлистов.

Ввиду отсутствия дореволюционных таблиц для территории, соответствующей современной территории Советского Союза, и для возможности правильных срав-

---

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг.— В кн.: «Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губернии». Вып. 6, издание Ленинградского губстатотдела, 1925.

[2] А. Н. Дьячков. Таблицы смертности населения Архангельской губернии, 1926—1927 гг. Издание Архангельского губстатотдела, 1928. Таблицы построены по данным переписи 1926 г. и данным об умерших за 1926 и 1927 гг. отдельно для городского и для сельского населения.

[1] Смертность и продолжительность жизни населения Уральской области. Свердловск. Издание Уральского облстатотдела, 1929. Таблицы построены по данным переписи 1926 г. и данным об умерших за 1926 и 1927 гг. отдельно для городского и для сельского населения.

[2] Ю. Корчак-Чепурківський. Таблиці доживання і сподіваного життя людности УССР, 1925—1926. Харьков. Издание ЦСУ УССР, 1929. Таблицы построены по данным переписи 1926 г. и данным об умерших за 1925 и 1926 гг. Для Украины, кроме того, после революции была построена таблица смертности по старым, дореволюционным материалам переписи 1897 г. и данным об умерших за 1896 и 1897 гг. См. М. В. Птуха. Таблиці смертности для України. 1896—1897. Записки Соціяльно-Економічного відділу Української Академії наук, т. I, 1923.

[3] Л. Лубны-Герцык и Б. О. Овчинский. Сокращенные таблицы смертности населения европейской части СССР за 1926 г. Статистическое обозрение, 1929, № 1.

ний и сопоставлений были построены также таблицы по данным переписи 1897 г. и данным об умерших за 1896 и 1897 гг. для Европейской России в границах европейской части СССР, европейской части РСФСР и для Белоруссии[1].

Для Украины, как было указано выше, таблица за дореволюционные годы имеется. Хотя территория, для которой построена эта таблица, и не вполне совпадает с современной территорией Украины, таблица достаточно пригодна для приближенных сравнений, и новой таблицы для Украины за дореволюционные годы не составлялось.

В целях сравнения дореволюционной и современной смертности отдельно городского и отдельно сельского населения были далее построены суммарные таблицы для 36 губернских и др. более крупных городов Европейской России в границах европейской части РСФСР и Белоруссии по данным переписи 1897 г. и данным об умерших за 1896—1897 гг., а также по данным переписи 1926 г. и данным об умерших за 1926—1927 гг. Для населения соответствующих территорий за вычетом населения этих городов были также построены таблицы за указанные периоды времени; таблицы эти могут считаться достаточно удовлетворительно характеризующими смертность сельского населения. Суммарное городское население, как оно выделялось в изданиях быв. Центрального Статистического Комитета по движению населения, не соответствует понятию городского населения, принятому в настоящее время; ввиду этого было признано более правильным включить при построении этих сравнительных таблиц в городское население только население тех более крупных городов, которые выделялись в этих изданиях.

Как было выше указано, имеющиеся дореволюционные таблицы смертности не дают возможности ориентироваться в эволюции смертности в дореволюционной России. В целях получения некоторых материалов в этом отношении было решено, исходя из таблицы В. И. Борткевича для православного населения Европейской России, построить таблицы для того же населения за разные периоды времени (1896—1897 гг. и 1907—1910 гг.). Таблицы эти построены в нескольких вариантах; для сравнения перепечатана и таблица В. И. Борткевича. Следует отметить, что население православного вероисповедания по переписи 1897 г. составляло около 84% всего населения Европейской России.

[1] Ввиду несопоставимости границ территориальных подразделений союзных республик в 1926 г. с современными перечень отдельных районов, для которых составлялись таблицы смертности, опускается.— *Прим. ред.*

Из перечисления построенных таблиц видно, что почти все таблицы относятся к европейской части СССР, и из Азиатской части построена только таблица для населения Сибирского края; объясняется это отсутствием или малой удовлетворительностью материалов об умерших в азиатской части СССР, где в значительной доле территорий регистрация актов гражданского состояния или вовсе отсутствует или недостаточно налажена. Необходимо вместе с тем иметь в виду, что и в европейской части СССР регистрация умерших оставляет желать лучшего.

Этот недоучет сказывается в таблицах смертности мало правдоподобным высоким возрастом нормальной жизни, слишком низкими вероятностями смерти для отдельных возрастов и т. п.

При построении указанной выше таблицы смертности для Украины за 1925—1926 гг.[1] числа умерших детей в первые 3 дня жизни, ввиду малой правдоподобности полученных на основании этих чисел вероятностей, были увеличены в соответствии с вероятностями, полученными для Пруссии.

Однако при построении публикуемых ныне многочисленных таблиц, относящихся к различным территориям с различной, несомненно, степенью недоучета в различных возрастных группах, было принципиально признано невозможным пополнять сырые материалы на основании иностранных данных, за полным отсутствием каких-либо критериев для таких пополнений в отдельных возрастах и ввиду неизбежного при этом произвола. Вместе с тем следует иметь в виду, что в связи с недоучетом умерших публикуемые таблицы смертности несколько преуменьшают действительную высоту смертности, особенно для женского населения.

Переходя к вопросу о методике и технике построения публикуемых таблиц, следует отметить, что методология построения таблиц смертности на основе данных обще-

[1] Ю. Корчак-Чепурківський. Указанная книга.

демографической статистики имеет дело, по существу, с двумя главнейшими вопросами. Первый вопрос — вопрос о методах получения тех демографических совокупностей (или зависимостей между ними), какие являются составной частью всякой таблицы смертности (первые совокупности живущих и умерших или зависимости между ними), при наличии лишь иных совокупностей, тех, которые поставляет практика статистического наблюдения (перепись и регистрация умерших по возрасту). При решении этой первой проблемы вначале можно почти всецело отвлечься от вопроса о качестве тех непосредственных данных, какие поставляются наблюдением.

Второй вопрос, наоборот, является целиком связанным с оценкой качества непосредственных данных. Вторая проблема, какая ставится перед исследователем, конструирующим таблицу смертности, есть проблема освобождения, по мере возможности, таблицы смертности от тех неправильностей, какие являются следствием дефектов основных статистических данных, служивших материалом для построения таблиц смертности.

Излагать подробно методы решения первого из двух поставленных вопросов нет необходимости. Можно ограничиться кратким напоминанием сущности вопроса, а также приведением тех модификаций основных построений, какие были положены в основу конкретной задачи построения таблиц смертности населения СССР.

При построениях имелся в распоряжении следующий материал.

Во-первых, данные о числе умерших, распределенных, как правило, по однолетним промежуткам возраста за календарные 1926 и 1927 гг.

Во-вторых, данные о численности живущих на момент переписи 17 декабря 1926 г. (на момент, почти в точности отвечающий середине календарного промежутка времени наблюдения за смертностью), также, как правило, распределенных по однолетним возрастным группам.

В-третьих, данные о численности родившихся за 1926 и 1927 гг.

В некоторых, сравнительно немногих, случаях имелась возможность воспользоваться и территориально сопоставимыми данными о числе родившихся за годы, предшествующие указанным (1925, 1924 и очень редко 1923).

Еще реже представлялась возможность иметь в своем распоряжении данные о числе умерших в возрастах 0, 1, 2, 3 и 4 года за эти предшествующие календарные годы. Наконец, в единичных случаях (по Ленинграду и частично по Москве) представлялась возможность привлечь данные о повозрастных миграциях населения.

В результате имелись в распоряжении, как правило, две совокупности умерших третьего рода с однолетним промежутком наблюдения и возраста за два соседних календарных года и соответствующие (по возрасту) совокупности живущих второго рода, приуроченные к календарному моменту, являющемуся границей между названными выше совокупностями умерших.

Наличие указанных данных открывало прежде всего возможность получения обычных повозрастных однолетних коэффициентов смертности для исследуемых групп населения.

В основе перехода от простых коэффициентов смертности к однолетним же коэффициентам смертности стационарного населения (и тем самым к величинам вероятности смерти) лежат предпосылки, не являющиеся сколько-нибудь новыми по сравнению с методами, применявшимися обычно почти всеми исследователями при построении таблиц смертности так называемым «демографическим» способом. Малая изменяемость порядка вымирания при переходе от одного к другому смежному поколению обычно молчаливо постулируется всегда, и не имеется особых оснований отказываться от такого постулата. Вместо принимаемого нередко постулата о приблизительной одинаковости чисел родившихся для тех же любых двух-трех смежных поколений вводится лишь более свободное предположение о приблизительной равномерности роста или убывания плотности рождений на протяжении небольшого (2—3-годичного) промежутка времени, в которое предположение о приблизительной неизменности чисел рождений может входить как частный случай.

Наконец, предположение о приблизительном постоянстве смертности на протяжении однолетних промежутков возраста так же, как и во всех иных случаях, может считаться справедливым по отношению к публикуемому материалу, поскольку дело идет не о возрастах раннего детства и глубокой старости.

Таким образом, на всем обширном протяжении возрастов, за исключением возрастов раннего детства и глубокой старости, вполне возможно пользоваться обычным простым коэффициентом смертности, считая его практически равным табличному коэффициенту смертности.

Иначе обстоит дело для крайних возрастов таблицы. Как и обычно, для получения табличных величин для ранних детских и глубоких старческих возрастов приходится идти иными путями. При этом принципиальное отношение к табличным величинам, конечно, различно в случае возрастов детских и возрастов старческих.

Возрасты раннего детства с их высокой смертностью оказывают существенно определяющее влияние на всю систему последующих табличных чисел. Кроме того, вероятности смерти для детских возрастов следует считать и имеющими особую статистическую значимость в силу того, что источником получения их служат непосредственные данные, численно (обычно) наибольшие по своей величине.

Все это заставляет проявлять особую тщательность при вычислении табличных данных для детских возрастов и вносить в вычисление все поправки, какие только позволяет непосредственный материал. К сожалению, возможности в этом отношении для публикуемых материалов были крайне ограничены.

Иной подход приходилось применять к вычислению данных для возрастов старческих.

Сами по себе величины вероятностей смерти для возрастов глубокой старости могут представлять значительный интерес в тех случаях, когда можно иметь уверенность в достоверности непосредственных данных, служивших основой их построения. Однако именно это условие отнюдь нельзя считать соблюденным в имевшихся материалах. Имевшиеся абсолютные данные по своему характеру давали повод к весьма большим сомнениям в их достоверности. Кроме того, во многих случаях (по отдельным районам, раздельно по полу и отдельно для городского и сельского населения) эти данные для однолетних возрастных групп глубокой старости были столь незначительны по величине, что даже при условии достоверности могли вызывать чисто случайные колебания в коэффициентах весьма большого размаха. Наконец, нужно сказать, что те или иные величины, полученные для

возрастов старческих, в сущности оказывают весьма слабое влияние на суммарные табличные величины.

Все эти соображения и создавали несколько особое отношение к методике получения табличных значений для возрастов глубокой старости. Во многих случаях пользование непосредственными данными для старческих возрастов приходилось ограничивать самой минимальной степенью. Приходилось прибегать к разного рода экстраполяционным методам.

При этих условиях, разумеется, менялось отношение и ко всякого рода теоретически мыслимым поправкам (для старческих возрастов). Не имело смысла вносить поправки, исправляющие табличную величину на 3—5% там, где изменение непосредственных данных на несколько единиц или применение какой-либо модификации экстраполяционных методов могло изменить ту же табличную величину на 10—20%, а то и более.

Именно потому пользование обычным коэффициентом смертности взамен табличного коэффициента, по существу не совсем правомерное в возрастах глубокой старости, можно считать вполне допустимым, в особенности при операциях с однолетними коэффициентами. Так поступали обычно и все исследователи, так поступили и в данном случае, лишь с одной оговоркой, относящейся к методам перехода от величины коэффициентов смертности к величинам вероятности смерти.

При вычислении табличных значений для возрастов старческих было признано возможным обходиться без внесения особо тонких коррективов, и для старческих возрастов обычный коэффициент смертности приравнивался к табличному. На протяжении однолетних промежутков возраста было признано также возможным пользоваться предположением о приблизительной неизменности смертности на однолетнем промежутке возраста, а следовательно, прибегать к соотношению

$$q_x = 1 - e^{-m_x} .$$

Как выше указано, получение табличных данных для возрастов раннего детства требует применения особых методов. Для прочего же весьма обширного промежутка возрастов, начиная примерно от 5 лет, можно считать установленной возможность использования обычных

коэффициентов смертности в качестве приближенных величин табличных коэффициентов смертности, а следовательно, весьма простым способом получать и величины вероятностей смерти.

В связи с этим возникает вторая из намеченных нами проблем: получение данных о смертности, возможно ближе отвечающих действительности и возможно меньше включающих те искажения, какие не обязаны своим существованием самой смертности как таковой и которые являются следствием особенностей, по существу ничего общего со смертностью не имеющих. Нужно сразу же сказать, что в этом отношении исследователи в СССР находятся в неизмеримо более трудных условиях, чем западноевропейский исследователь смертности.

Искажения непосредственных данных, в особенности по отдельным районам, доходят в русском материале до крайне широких пределов. Возрастные аккумуляции в числах умерших, и в особенности в числах живущих, чрезвычайно велики. Сопоставление непосредственных (невыравненных) коэффициентов смертности по какому-либо из районов с невыравненными же коэффициентами смертности, например, для Англии, показывает, какие большие трудности встречаются на пути получения более или менее близких к достоверности данных, трудности, почти несвойственные данным английской смертности.

Трудности эти еще усугубляются нередко полной невозможностью решения вопроса о том, что из некоторой преувеличенной (на глаз) величины следует отнести на счет чисто случайных искажений, и что может быть приписано действительным, существующим объективно скачкам в возрастной кривой.

Не может быть сомнения в том, что непосредственно вычисленные однолетние коэффициенты нельзя применять как табличные данные. Необходимо избрать тот или иной метод для перехода от величин, даваемых непосредственным наблюдением, к величинам, более правдоподобно отражающим истинный ход смертности. Для этого имелось два пути. Можно было попытаться прийти к решению вопроса, воспользовавшись методом отдельного выравнивания чисел живущих и умерших и получения табличных коэффициентов из уже выравненных таким образом непосредственных данных. Можно было идти и

другим путем: тем или иным методом выравнивать уже самые коэффициенты смертности.

Более целесообразным был признан второй путь. Основанием этому служили следующие соображения.

В наших условиях, когда имелся материал, относящийся к 1926—1927 гг., можно было считать несомненным, что в статистических материалах, как о живущих, так и об умерших, должны были найти свое отражение те исторические события, какие имели место в сравнительно недавние годы. Таким образом, на числах живущих (как и на числах умерших отдельных возрастов) должно было отразиться и военное, весьма резкое понижение рождаемости и военная убыль мужского населения и, наконец, возможно, всякого рода результаты миграционных процессов отдельных возрастных групп, какие имели место во время войны и революции. Все эти факторы могли вызывать истинные, значительные по величине скачки и переломы в возрастных кривых и живущих и умерших. Несомненно, что даже если бы удалось достигнуть путем каких-либо методов полного устранения случайных неправильностей возрастной кривой (получающихся вследствие неправильной регистрации возрастных пропусков и т. п.), то все же полученная истинная кривая в результате не могла бы оказаться гладкой кривой, удовлетворительно интерпретируемой сравнительно несложным математическим уравнением. Несомненно, и в такой «истинной» повозрастной кривой мы имели бы возможность в послевоенные годы наблюдать значительные по величине скачки и переломы. Вместе с тем математический процесс выравнивания не имеет в своем распоряжении средств, которые позволили бы отделить случайное накопление частот на некоторой варианте (вызванное, например, прямыми неправильностями регистрации) от накопления, соответствующего истинным условиям места и времени.

Математическое выравнивание наверное срезало бы то и другое накопление, и в результате мы бы легко могли получить вполне гладкую, математически правильную кривую.

В наших условиях, однако, можно было бы с уверенностью утверждать, что такая кривая представляла бы собой функцию, заведомо искажающую действительность.

Фиктивной явилась бы гладкая кривая, изображающая собой возрастное распределение живущих, фиктивной явилась бы и тщательно выравненная кривая чисел умерших. При этом не было бы никакой гарантии в том, что соотношение одноименных ординат в этих двух фиктивных кривых не дает совершенно ложного представления о соотношении ординат истинных. Указать не только величину, но даже и знак возможного отклонения от истины здесь наперед совершенно невозможно, ибо ход интерполированных кривых определяется весьма сложным и прихотливым образом в зависимости от соотношения величин тех ординат, какие являются опорными пунктами при интерполировании.

Если, таким образом, выравнивание чисел живущих и умерших в отдельности могло привести к заведомо фиктивным кривым, то представлялось правильнее вовсе отказаться от получения таких фикций. При этом оставался только один способ: выравнивание тем или иным способом самих данных о смертности. По отношению к кривой смертности (m_x, q_x или какая-либо иная табличная функция) не имеется априорных утверждений о заведомой ее негладкости. Даже при вполне несомненных скачках в числах живущих и умерших кривая смертности могла сохранить свой гладкий вид и поддаваться тем самым интерпретации сравнительно несложными математическими уравнениями. В отношении кривой смертности предположение о ее приблизительной гладкости при отсутствии каких-либо конкретных указаний на противоположные возможности, наоборот, является наиболее вероятным в соответствии с характером самого явления.

Из того, например, факта, что кривая чисел живущих (по переписи 1926 г.) в возрасте 12 лет испытывает несомненный резкий перелом, вовсе еще не следует, что перелом непременно должен был проявляться и в кривой смертности: поколения, соответствующие возрастам 12 и 11 лет, резко отличны друг от друга по численности, но нет никаких особых оснований полагать, что они отличаются заметно по доживаемости. Наоборот, при условии отсутствия прямых противоположных указаний естественнее всего предположить, что смертность этих двух поколений, живущих в почти одинаковых условиях, будет весьма близка друг к другу и будет различаться лишь

постольку, поскольку вообще различается между собой смертность одиннадцатилетних и двенадцатилетних детей.

Таким образом, a priori ничего не противоречит применению методов математического выравнивания к кривым, характеризующим смертность, в то время как выравнивание возрастных кривых чисел живущих и умерших в наших условиях вызывало заведомые сомнения.

К аналогичному заключению пришли и составители (A. Watson) последней английской таблицы смертности (1920—1922 гг.). «Выбор метода выравнивания был в данном случае ограничен особыми соображениями, которые следует иметь в виду во всех будущих исследованиях такого рода. Это — влияние войны на статистические данные о населении. Влияние это отчетливо сказывается на данных о мужском населении по переписи 1921 г. Вследствие значительного числа смертных случаев среди мужчин, призванных на военную службу, общее число мужчин в возрасте от 20 до 45 лет понижено, и естественная последовательность чисел населения в отдельных возрастных группах нарушена, что делает трудной, если не невозможной, интерпретацию численности мужского населения путем построения каких-либо математических кривых.

Впервые за все время построения английских таблиц смертности обнаружились столь значительные и ярко выраженные изменения в обычном возрастном распределении. При будущих переписях изменения эти вновь проявятся в более пожилых (соответственно) возрастных группах, возможно с меньшей силой, но пройдут многие годы, пока это изменение сделается фактором, не имеющим значения для подобного рода проблем».

Правда, в английских таблицах эти утверждения не нашли своего практического отражения. При испытании методов выравнивания, применявшихся последовательно сначала к числам живущих и умерших, а затем к вероятностям смерти, было обнаружено, что по Англии в целом оба эти способа дают весьма близкие результаты. В силу этого, а также в интересах сохранения преемственности с прежними таблицами смертности и «большей привычности метода для статистиков» в окончательных таблицах был применен метод отдельного выравнивания чисел живущих и умерших.

Сравнительные испытания этих двух методов в очень небольшом числе случаев на наших материалах показали, что результаты и у нас оказались (на взятых двух примерах) довольно сходными. Ввиду того, однако, что частные примеры не могли гарантировать совпадения во всех весьма разнотипных условиях, было решено отдать предпочтение теоретически более правильному методу — математической обработке относительных чисел, характеризующих смертность, тем более, что в этом случае работа, потребная для выравнивания, уменьшается по количеству вдвое.

Дальнейшим вопросом являлся вопрос о принципах, на которых должно базироваться выравнивание. Современная практика математического выравнивания имеет дело главным образом с двумя основными принципиальными направлениями выравнивания. В одном случае — с выравниванием в прямом и точном смысле этого слова: ряды однолетних, непосредственно полученных данных, применением последовательных математических приемов подвергаются сглаживанию так, чтобы ломаная линия, соединяющая концы эмпирических ординат, постепенно переходила бы в плавную, лишенную скачков и переломов кривую.

В другом случае вся операция математической обработки разделяется на два процесса. Сначала, подчиняясь некоторым выставленным заранее условиям, не позволяющим далеко отходить от непосредственных данных, мы должны определить некоторые опорные пункты будущей кривой, отделенные друг от друга сравнительно небольшими промежутками возраста (обычно 5 лет). Далее, через намеченные таким образом пункты проводится методом интерполяции самая искомая кривая, причем в отношении этого проведения ставятся некоторые новые дополнительные условия, обеспечивающие плавность кривой на всем протяжении, несмотря на возможную нерегулярность роста или убыли ординат в найденных ранее опорных пунктах.

До последнего времени первый метод (выравнивание по формулам Карупа (Karup), Уоолхоузи (Woolhouse), Спенсера (Spencer), Кенхингтона (Kenchington) и др., или, кроме того, по формулам Гомперц-Макегам-Лазаруса (Gompertz-Makeham-Lasarus и т. п.) пользовался наибольшим распространением. Из числа более поздних

таблиц, построенных по этому методу, упомянем таблицы Е. Блашке (E. Blaschke), метод которого остроумный, но весьма сложный практически, был подробно исследован в применении и к нашим данным[1].

Второй из указанных принципов получения выравненных величин был применен в последнее время английскими и американскими исследователями смертности на громадном по числу таблиц материале.

По этому принципу построены как английские таблицы смертности 1901—1910, 1910—1912 гг., так и таблицы 1920—1922 гг. и американские таблицы (в весьма большом числе) 1890, 1901, 1910 и 1901—1910 гг.

При построении публикуемых русских таблиц смертности был избран этот второй путь.

Выбор диктовался следующими соображениями. Неправильности в ходе однолетних непосредственных величин в наших условиях достигали столь громадных размеров, что только самые «мощные» формулы позволяли достигнуть некоторой правильности в последовательности величин, причем нередко и эти мощные формулы приходилось применять несколько раз подряд, последовательно подвергая дополнительному выравниванию уже ранее выравненные величины. В результате такой массивной

[1] Osterreichische Statistik. Neue Folge. 4 Heft des ersten Bandes. Osterreichische Sterbetafeln. Wien, 1917. E. Blaschke. Die Ausgleichung von Absterbeordnungen aus der Bevölkerungsstatistik.

В кратких чертах метод Блашке сводится к следующему. Числа живущих и умерших подвергаются трем последовательным операциям. Вначале они «выглаживаются» применением простейших способов (некоторая модификация идеи скользящей средней). Далее выглаженные таким путем данные подвергаются первичному выравниванию по формуле Гомпертц-Макегама. Найденные выраженные значения сравниваются с первоначальными (выглаженными). Отклонения в этом случае оказываются объединенными в группы одного знака на протяжении отдельных промежутков возраста (например, от 5 до 14 лет — отрицательные, от 15 до 26 лет — положительные и т. д.). При этом указанные группы отклонений одного знака имеют вид рядов распределения. Совокупности этих отклонений (в пределах сохраняющегося знака) подвергаются новому выравниванию — по методу Бруна (Bruns) и в выравненном таким методом виде суммируются (алгебраически) с предварительно выравненными (по формуле Гомпертц-Макегама) величинами. Выравнивание этим методом одной из таблиц (украинской), произведенное нами, привело к результатам, близким (несколько худшим в смысле совпадения смертности ожидаемой с действительной) к полученным нами общим нашим методом. Затрата вычислительной работы при этом методе весьма велика.

математической операции, да еще иногда повторенной неоднократно, почти всегда можно получить вполне гладкую кривую, однако такая кривая может весьма легко при этих условиях утерять все свои характерные, индивидуальные особенности, особенно такие специфические выгибы кривой, какие укладываются целиком на сравнительно небольшом (5—10 лет) отрезке возраста. Желание по возможности сохранить индивидуальные оттенки повозрастных изменений смертности отдельных изучаемых групп населения и заставило отказаться от применения особо мощных методов математического сглаживания, в то время как менее сложные формулы часто не приводили ни к каким удовлетворительным результатам, в смысле хотя бы устранения выскакивания единичных величин из общей тенденции ряда.

Далее, при тех же самых условиях приходилось бы оставлять без воздействия принятого метода выравнивания сравнительно большие «концы» табличных рядов. Необходимость применения для этих «концов» кривой смертности иных методов часто не обеспечивала удовлетворительного «стыка» между отрезками ряда, выравненными по различным принципам, и тем самым создавала иллюзию резкого изменения в характере кривой смертности там, где такового изменения по существу вовсе и не было.

Наконец, применение таких «мощных» математических формул для сглаживания, нередко неоднократное, приводило к весьма большой затрате времени на вычислительные операции, что при массовом характере работы могло сделать задачу построения большого количества таблиц почти непосильной.

Все указанные трудности и недочеты в значительной мере уменьшаются при пользовании методами, основанными на англо-американских принципах. Здесь получается и значительно большая гарантия сохранения индивидуальных особенностей и специфических изгибов кривых (если эти изгибы не слишком сужены в возрастных пределах). Далее, при применении некоторых дополнительных изменений в формулах получается возможность выравнивать почти полностью всю кривую повозрастной смертности. Наконец, применение целесообразно продуманных технических методов вычисления позволяет в этих случаях сводить работу вычисления к крайне простым и весьма экономным (в смысле затрачиваемой работы) приемам.

Само собой разумеется, что применение сложных выравнивающих формул в отдельных конкретных случаях и на отдельных этапах работы оказывалось нужным и полезным.

Так, например, в тех случаях, когда после произведенного обычного выравнивания всей средней части таблицы и после отдельного конструирования данных для возрастов глубокой старости обнаруживалась недостаточная плавность «стыка» в местах соприкосновения указанных отрезков кривой, приходилось нередко прибегать к выравниванию небольшого отрезка кривой (на месте «стыка») при помощи формулы Спенсера (Spencer) и других.

Принятый метод построения таблиц в общем ближе подходит к американскому методу, нежели английскому, не являясь, по существу, ни тем, ни другим. В основе метода лежит идея так называемой «оскуляторной интерполяции», в классическом виде данная впервые Спрейгом (Sprague).

Пусть имеются полученные тем или иным способом шесть ординат — ординат, принимаемых за твердо установленные. Пусть далее ординаты эти являются равноотстоящими друг от друга и расположенными на расстоянии, равном единице (см. рис. 1).

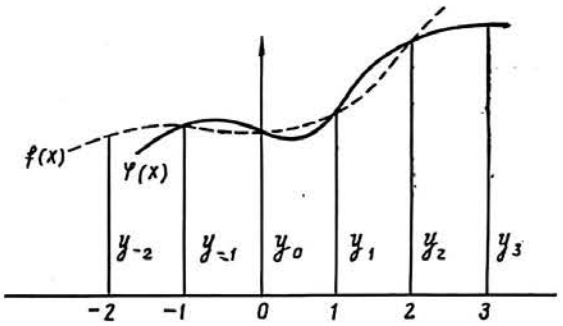


Рис. 1.

Через концы первых пяти ординат (y_{-2}, y_{-1}, y_0, y_1 и y_2) можно провести параболу 4-го порядка. Зададим ее, пользуясь разностями:

$$f(x)=y_{-2}+(x+2)\Delta y_{-2}+\frac{(x+2)(x+1)}{1\cdot 2}\Delta^2 y_{-2}+$$
$$+\frac{(x+2)(x+1)x}{1\cdot 2\cdot 3}\Delta^3 y_{-2}+\frac{(x+2)(x+1)x(x-1)}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}\Delta^4 y_{-2}\cdot \quad (I.1)$$

Через концы пяти последних ординат (y_{-1}, y_0, y_1, y_2, y_3) проведем другую параболу 4-го порядка.

$$\varphi(x)=y_{-1}+(x+1)\Delta y_{-1}+\frac{(x+1)x}{1\cdot 2}\Delta^2 y_{-1}+$$
$$+\frac{(x+1)x(x-1)}{1\cdot 2\cdot 3}\Delta^3 y_{-1}+\frac{(x+1)x(x-1)(x-2)}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}\Delta^4 y_{-1} \quad (I.2)$$

Очевидно, что

$$f(-1)=\varphi(-1);$$
$$f(0)=\varphi(0);$$
$$f(1)=\varphi(1);$$
$$f(2)=\varphi(2),$$

т. е. кривые в точках ($x=-1, 0, 1, 2$) пересекаются.

Задача состоит в следующем: найти такую параболическую кривую, которая в точках $x=0$ и $x=1$ имела бы общие ординаты с первыми двумя кривыми. Кроме того, эта новая кривая должна в точке ($x=0$) иметь общую касательную и радиус кривизны с первой кривой $f(x)$, в точке ($x=1$) иметь общую касательную и радиус кривизны со второй кривой $\varphi(x)$.

Если задать искомую кривую в виде:

$$y(x)=f(x)+u(x), \quad (I.3)$$

то наши условия могут быть изображены так:

$$\left.\begin{aligned} &y(0)=f(0),\ y'(0)=f'(0),\ y''(0)=f''(0);\\ &y(1)=\varphi(1),\ y'(1)=\varphi'(1),\ y''(1)=\varphi''(1).\end{aligned}\right\} \quad (I.4)$$

Если удастся найти такую кривую, то тем самым будет решен вопрос о соблюдении плавности при переходе по оси абсцисс на единицу расстояния вправо, ибо в этом случае первой вспомогательной кривой, проходящей через первые пять точек новой системы ($x=-1, 0, 1, 2, 3$), будет как раз вторая из двух кривых прежней системы

$\varphi(x)$, общая точка с которой, общая касательная и радиус кривизны для $y(x)$ уже обеспечены, а для новой кривой $y_1(x)$ обеспечиваются аналогичным построением. Дальнейшее передвижение вправо по оси абсцисс может быть осуществлено тем же самым порядком, все время с обеспечением плавности переходов.

Имея шесть условий, можно получить нужную кривую в виде параболы пятого порядка:

$$y(x)=y_{-2}+\frac{x+2}{1}\Delta y_{-2}+\frac{(x+2)(x+1)}{1\cdot 2}\Delta^2 y_{-2}+$$
$$+\frac{(x+2)(x+1)x}{1\cdot 2\cdot 3}\Delta^3 y_{-2}+\frac{(x+2)(x+1)x(x-1)}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}\Delta^4 y_{-2}+$$
$$+\frac{x^3(x-1)(5x-7)}{1\cdot 2\cdot 3\cdot 4}\Delta^5 y_{-2}\cdot \quad (I.5)$$

Имея кривую, можно считать чисто математическую задачу удовлетворительной интерполяции решенной. Остается влить в найденные формы те конкретные задачи из области построения таблиц смертности, какие диктуются состоянием имеющегося материала.

Выше было указано, что в нашем случае не было признано возможным идти обычным путем отдельного выравнивания чисел живущих и умерших и последующего получения (из выравненных чисел) относительных величин, характеризующих смертность.

С целью сделать возможным применение указанной интерполяции к нашим условиям задача была сформулирована следующим образом.

Нужно было найти плавный ряд однолетних вероятностей смерти, и при этом таких, при которых пятилетняя вероятность смерти (или дожития) для последовательности возрастов (за пять лет) была бы равна такой же вероятности смерти (или дожития), полученной из непосредственных данных.

Обозначая вероятность умереть для лиц возраста x в течение следующих пяти лет жизни, полученную из непосредственных данных, через ${}_5q_x$, а такую же вероятность, полученную на основании выравненных данных, через ${}_5q'_x$, можно условие, поставленное нами, выразить так: ${}_5q_x={}_5q'_x$ или ${}_5p_x={}_5p'_x$. Обозначая невыравненные однолетние коэффициенты смертности через m'_x, а выравнен-

ные — через m_x, можно последнее условие написать в таком виде:

$$p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} \cdot p_{x+3} \cdot p_{x+4} =$$

$$= p'_x \cdot p'_{x+1} \cdot p'_{x+2} \cdot p'_{x+3} \cdot p'_{x+4} \cdot \qquad (I.6)$$

При условии приблизительного постоянства силы смертности на протяжении однолетнего промежутка возраста

$$p'_x = e^{-m'} \text{ и } p_x = e^{-m_x} \cdot$$

При этом условие (I. 6) перепишется так:

$$e^{-(m_x + m_{x+1} + m_{x+2} + m_{x+3} + m_{x+4})} =$$

$$= e^{-(m'_x + m'_{x+1} + m'_{x+2} + m'_{x+3} + m'_{x+4})},$$

и, следовательно, может быть сведено к виду:

$$\sum_x^{x-4} m_x = \sum_x^{x-4} m'_x \cdot$$

Иными словами, задача приводилась бы к нахождению таких выравненных однолетних коэффициентов смертности, пятилетние суммы которых равнялись бы пятилетним суммам невыравненных, причем выставленные выше условия, обеспечивающие плавность переходов, оставались бы в силе.

Введем в рассмотрение функцию

$$y(x) = \sum_0^{x-1} m'_x \cdot$$

Будем обозначать разности этой функции при приращении аргумента $h=5$ через Δy, а разности, получающиеся при приращении аргумента, равного единице ($h=1$), через $\delta' y$. Очевидно, что в этом случае

$$\Delta y_z = y_{z+5} - y_z = m'_z + m'_{z+1} + m'_{z+2} + m'_{z+3} + m'_{z+4},$$

т. е. Δy_z будет представлять собой пятилетнюю сумму невыравненных коэффициентов, а $\delta' y_z$ будет однолетним коэффициентом смертности.

Пользуясь найденным уравнением интерполирующей кривой (I. 5) и считая разности вида Δy заданными, можно из этого уравнения найти однолетние выравненные разности δy, т. е. искомые выравненные однолетние коэффициенты смертности.

При получении практических формул в процессе работы были испробованы различные пути вычисления. Постепенно некоторыми участниками работы[1] вносились различные усовершенствования и упрощения в процессе построения.

Самая задача интерполяции решается весьма просто. Нужно найти ряд зависимостей между величинами

$$\Delta y_{-2},\ \Delta y_{-1},\ \Delta y_0,\ \Delta y_1,\ \Delta y_2 \qquad (I.7)$$

и величинами

$$\delta y_0,\ \delta y_{0,2},\ \delta y_{0,4},\ \delta y_{0,6},\ \delta y_{0,8} \cdot \qquad (I.8)$$

Для этого в уравнении (I. 5) нужно прежде всего заменить разности высших порядков относительно y_{-2} разностями первого порядка (I. 7), при помощи известных переходов. Затем, давая для X значения 0,0, 0,2, 0,4, 0,5, 0,8, 1,0 и последовательно вычитая, находим следующие зависимости (подробности простых, но довольно кропотливых выкладок опускаем):

$$\delta y_0 = 0{,}0008\,(-16\Delta y_{-2} + 106\Delta y_{-1} + 188\Delta y_0 - 30\Delta y_1 + 2\Delta y_2);$$

$$\delta y_{0,2} = 0{,}0008\,(-2\Delta y_{-2} + 18\Delta y_{-1} + 278\Delta y_0 - 52\Delta y_1 + 8\Delta y_2);$$

$$\delta y_{0,4} = 0{,}0008\,(8\Delta y_{-2} - 42\Delta y_{-1} + 318\Delta y_0 - 42\Delta y_1 + 8\Delta y_2); \qquad (I.9)$$

$$\delta y_{0,6} = 0{,}0008\,(8\Delta y_{-2} - 52\Delta y_{-1} + 278\Delta y_0 + 18\Delta y_1 - 2\Delta y_2);$$

$$\delta y_{0,8} = 0{,}0008\,(2\Delta y_{-2} - 30\Delta y_{-1} + 188\Delta y_0 + 106\Delta y_1 - 16\Delta y_2).$$

[1] Более всего сотрудниками Б. Н. Черкасовым, З. В. Воробьевым, А. М. Локотским; окончательно принятый для работы вариант схемы вычисления разработан А. М. Локотским.

Но эти выражения дают возможность вычислять выравненные однолетние коэффициенты смертности лишь для пятилетнего промежутка, находящегося в середине между двумя пятилетними промежутками, с одной стороны, и двумя пятилетними промежутками — с другой. Для каждой из пяти входящих в формулы пятилеток должны быть известны суммы однолетних невыравненных коэффициентов.

Передвигаясь постепенно (через пять лет) по оси возрастов вправо, мы в результате получаем возможность найти плавный ряд однолетних коэффициентов смертности, при котором по условию вероятность смерти на протяжении пяти лет (при заданной системе группировок) будет такая же, какую мы получили бы, пользуясь невыравненными данными. При этом, однако, две крайние пятилетки в начале возрастной кривой и две крайние в конце останутся незаполненными выравненными коэффициентами. Естественно, что для заполнения этих пробелов следует прибегнуть к тем двум вспомогательным кривым, которые были введены вначале и которые связаны теми же условиями относительно плавности стыка и равенства окончательных и непосредственных пятилетних вероятностей смерти.

Используя для крайних молодых возрастов кривую $f(x)$, задаем в ней x последовательно равным

$$-2,-1{,}8,-1{,}6,-1{,}4,-1{,}2,-1{,}0,-0{,}8,-0{,}6,-$$
$$-0{,}4,-0{,}2,\ 0;$$

вычитая далее полученные значения последовательно друг из друга, находим выражения для однолетних разностей через пятилетние. Аналогично находим значения для кривой (крайняя группа старческих возрастов).

В формулах разности вида Δy изображают пятилетние суммы невыравненных коэффициентов, а разности вида δy — искомые выравненные однолетние коэффициенты. Все формулы можно подвергнуть дальнейшим значительным упрощениям (в смысле уменьшения значащей части коэффициентов), если ввести в рассмотрение среднюю величину однолетнего коэффициента из пяти невыравненных значений, положив

$$\Delta y_z = 5\overline{m}_z ,$$

где под m_z подразумевается средняя арифметическая из пяти невыравненных однолетних коэффициентов смертности:

$$m'_z ,\ m'_{z+1},\ m_{z+2},\ m'_{z+3},\ m'_{z+4} .$$

В дальнейшем практика вычисления и последующая проверка соответствия показала, что вместо средней из пяти однолетних коэффициентов можно с успехом брать средний пятилетний коэффициент смертности (частное от деления пятилетней суммы умерших на соответствующую пятилетнюю сумму живущих). Две эти величины различаются между собой обычно незначительно и при наших весьма прихотливых изменениях в повозрастной кривой живущих отклоняются обычно друг от друга то в одну, то в другую сторону. При этом средний пятилетний коэффициент оказывается в меньшей зависимости от случайных скачков однолетних чисел живущих, нежели средняя из пяти однолетних коэффициентов. Пользование средним пятилетним коэффициентом, кроме того, дает весьма значительную экономию в вычислительной работе. Все эти соображения побудили к пользованию по большей части именно таким средним пятилетним коэффициентом, несмотря на большую теоретическую правильность употребления средней из пяти невыравненных однолетних коэффициентов.

Если обозначать пять последовательных средних пятилетних коэффициентов через

$$M_{-2},\ M_{-1},\ M_{-0},\ M_{-1},\ M_{-2},$$

а выравненные 25 коэффициентов через

$$m_{-10},\ m_{-9},\ \ldots,\ m_0,\ m_1,\ m_2,\ m_3,\ m_4,\ \ldots,\ m_9,\ m_{10},\ \ldots,$$

то в окончательно упрощенном виде коэффициенты формул могут быть сведены в следующую таблицу (см. табл. 1).

При использовании в качестве исходных начал некоторых группировок населения по возрасту возникает обычно крайне существенный вопрос, какую именно группировку нужно избрать как лучшую.

Для этого необходимо предварительно остановится на вопросе о критериях признания того или иного выравненного ряда лучшим или худшим по сравнению с другими.

Таблица 1

	M_{-2}	M_{-1}	M_0	M_1	M_2	
$m_{-10}=8\cdot10^{-3}$	226	—173	93	—21	0	Крайние молодые группы
$m_{-9}=8\cdot10^{-3}$	165	— 60	25	— 5	0	
$m_{-8}=8\cdot10^{-3}$	115	25	—20	5	0	
$m_{-7}=8\cdot10^{-3}$	75	85	—45	10	0	
$m_{-6}=8\cdot10^{-3}$	44	123	—53	11	0	
$m_{-5}=8\cdot10^{-3}$	21	142	—47	9	0	
$m_{-4}=8\cdot10^{-3}$	5	145	—30	5	0	
$m_{-3}=8\cdot10^{-3}$	— 5	135	— 5	0	0	
$m_{-2}=8\cdot10^{-3}$	—10	115	25	— 5	0	
$m_{-1}=8\cdot10^{-3}$	—11	88	57	— 9	0	
$m_0=8\cdot10^{-3}$	— 8	53	94	—15	1	Передвигающаяся средняя часть
$m_1=8\cdot10^{-3}$	— 1	9	139	—26	4	
$m_2=8\cdot10^{-3}$	4	—21	159	—21	4	
$m_3=8\cdot10^{-3}$	4	—26	139	9	—1	
$m_4=8\cdot10^{-3}$	1	— 15	94	53	—8	
$m_5=8\cdot10^{-3}$	0	— 9	57	88	—11	Крайние старческие группы
$m_6=8\cdot10^{-3}$	0	— 5	25	115	—10	
$m_7=8\cdot10^{-3}$	0	0	— 5	135	— 5	
$m_8=8\cdot10^{-3}$	0	5	—30	145	5	
$m_9=8\cdot10^{-3}$	0	9	—47	142	21	
$m_{10}=8\cdot10^{-3}$	0	11	—53	123	44	
$m_{11}=8\cdot10^{-3}$	0	10	—45	85	75	
$m_{12}=8\cdot10^{-3}$	0	5	—20	25	115	
$m_{13}=8\cdot10^{-3}$	0	— 5	25	—60	165	
$m_{14}=8\cdot10^{-3}$	0	—21	93	—173	226	

В качестве таких критериев применялись два обычных оценочных метода: оценка степени плавности полученного ряда и оценка степени соответствия между рядом выравненным и рядом невыравненным (первоначальным). Естественно, что за лучший ряд признавался тот, который при достаточной плавности давал наименьшее сравнительное удаление от непосредственных данных.

Следует заметить, что два этих требования (плавность и минимум отклонения от непосредственных данных) являются, в сущности, противоречащими. При заведомой неплавности эмпирических данных всякое приближение к идеалу плавности неминуемо должно повлечь за собой удаление от основных непосредственных данных. При этом роль исследователя в области построения таблиц

смертности сводится к отысканию наилучшего компромисса между этими двумя требованиями. Вполне понятно, что решение вопроса о выборе такого компромисса выходит за пределы всякого математического анализа и относится скорее к области экспериментального искусства и знания конкретных материальных основ явлений (смертности), чем к области интерполяционной техники.

Однако и в методах решения вопроса могут отразиться те или иные предпочтительные стремления автора. В отдельных случаях может отдаваться преимущественное предпочтение критерию плавности или критерию соответствия.

При построении настоящих таблиц предпочтение было отдано второму из этих критериев, именно: критерию соответствия первоначальным данным.

Подробнее о технических сторонах нахождения указанных критериев будет сказано далее. В настоящее время укажем лишь, что основным критерием «хорошего» выравнивания признавалось достижение возможно более полного совпадения между смертностью ожидаемой, вычисленной при помощи таблицы, и смертностью действительной, причем мы стремились по возможности к получению совпадения не только на протяжении всей таблицы в целом, но и на отдельных, сравнительно небольших, участках таблицы.

На основе таких положений были экспериментальным путем обследованы результаты весьма большого количества разнообразных группировок данных о смертности по возрасту. При этом прежде всего встал вопрос о самой величине группировки.

Нужно сказать, что в наших условиях величину и расположение границ группировочных интервалов должны определять те аккумуляции, которые являются характерным свойством русских повозрастных данных. Как известно, данные любых возрастных распределений по Советскому Союзу обнаруживают весьма большие накопления на возрастах, кратных пяти.

Отсюда первым условием целесообразной группировки должно быть условие возможно более равномерного распределения указанных «сомнительных» однолетних возрастных групп между намеченными интервалами. С этой точки зрения были прежде всего отброшены все попытки создать группировки, включающие в себя интер-

валы величиной менее пяти лет, ибо при таких группировках неминуемо некоторые интервалы оказались бы лишенными «сомнительных» возрастных групп (возрастов, кратных 5), в то время как соседние интервалы включали бы в себя эти группы. С той же точки зрения были отброшены и группировки по 6, 7, 8, 9 лет, ибо в этом случае опять-таки оказывались неизбежно такие интервалы, в которые попадали по две сомнительные точки, в то время как соседние интервалы имели бы лишь по одной сомнительной группе.

Выбор, таким образом, оставался лишь за пяти- и десятилетними интервалами. Соображения о неодинаковости накоплений на возрасты, оканчивающиеся на 0 и на 5, говорили скорее в пользу десятилетних группировок. При пользовании десятилетними группировками было, однако, опасение слишком обезличить индивидуальные особенности конкретных данных, ибо в этом случае вся внутренняя структура смертности на протяжении десятилетней группы потеряла бы свои характерные особенности, подчинившись механически сглаженному ходу кривой выравнивания.

В результате была принята группировка по пятилетним возрастным интервалам.

Существенным далее являлся вопрос о тех границах, какие следовало установить для группировочных интервалов. Как известно, в этом отношении нет общепринятых обычаев. Английские и американские исследователи в области таблиц смертности в результате значительных изысканий пришли, по-видимому, к убеждению, что наиболее удовлетворительные результаты можно получить из следующих группировок:

1) 2—6, 7—11 и т. д.;
2) 3—7, 8—12 и т. д.;
3) 4—8, 9—13 и т. д.

При этом американские последние таблицы смертности были построены на основе группировок 4—8, 9—13 и т. д., а английские — 2—6, 7—11 и т. д.

Длительное рассмотрение нашего материала привело к тем же результатам. Несомненно удалось установить, что группировки типа 0—4, 5—9 и т. д. и типа 1—5, 6—10 и т. д. дают значительно худшие результаты, нежели три вышеуказанные. Отдать предпочтение, однако, какой-либо из трех указанных группировок оказалось невозможно. Ряд таблиц (преимущественно относящихся к женскому населению) давал наилучшие результаты при группировке 2—6, 7—11 и т. д. Вместе с тем не меньшее количество опытов, произведенных с группировкой 4—8, 9—13 и т. д. (особенно часто в таблицах смертности мужского населения), приводит к убеждению, что в этих случаях именно группировка 4—8 и т. д. является наиболее целесообразной. Реже наилучшие результаты встречались при группировке вида 3—7, 8—12 и т. д. Обычно лучше всего оказывались результаты (в смысле соответствия действительной смертности и ожидаемой) при получении выравненных коэффициентов, как средних из всех пяти возможных группировок. Принимая во внимание легкость и быстроту того способа выравнивания, какой был изложен выше, мы сочли возможным, как правило, остановиться на этом последнем методе выравнивания, т. е. принимать за окончательно выравненный ряд последовательность средних арифметических из пяти предварительно выравненных рядов по всем возможным группировкам.

Нужно заметить, что исключительная разнохарактерность материалов различных районов неминуемо должна была найти свое отражение и в известном разнообразии методов выравнивания. В некоторых районах вместо пользования всеми пятью возможными группировками пришлось ограничиться комбинацией лишь двух-трех группировок, причем иногда, на протяжении одной возрастной кривой, даже менять систему группировок.

Данные о смертности детей, в особенности в самых ранних возрастах, вообще являются обычно объектом особого, наиболее тщательного, изучения. В наших условиях при весьма значительных величинах детской смертности эти данные должны были бы вызвать повышенный интерес и служить предметом особо детальных построений.

К сожалению, стремления этого рода при построении настоящих таблиц смертности почти не получили осуществления. Причиной этого явился недостаток наиболее необходимого статистического материала.

Как было сказано выше, в большинстве случаев в нашем распоряжении имелся лишь следующий материал:

1) данные о числе живущих на 17 декабря 1926 г. детей (по однолетним возрастным группам);

2) данные о числе умерших за 1926 и 1927 гг. детей (также по однолетним возрастным группам);

3) данные о числе родившихся за 1926 и 1927 гг.

Обычно в этом и заключались все решительно статистические данные, бывшие в нашем распоряжении.

Вполне понятно, что при таких условиях не было иного пути, кроме использования переписных данных о числах живущих детей (за исключением, конечно, возраста до 1 года), несмотря на всю известную теоретическую недостаточность такого метода.

При этом все же во всех случаях мы стремились к получению, хотя бы приближенному, первых совокупностей живущих детей и к использованию именно такого рода данных (см. рис. 2).

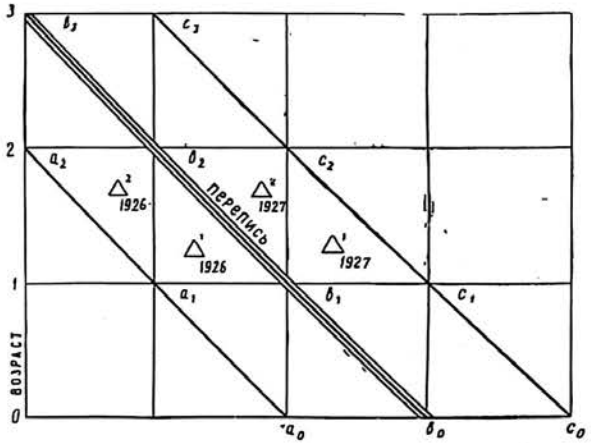


Рис. 2.

Для получения вероятности смерти в возрасте до 1 года была использована вся сумма совокупностей умерших третьего рода за 1926 и 1927 гг., т. е. число, равное числу смертных точек, умещенному на параллелограмме $a_0\,a_1\,c_1\,c_0$.

Нашей задачей в этом случае являлся лишь подбор такого числа родившихся, при котором названная совокупность третьего рода могла бы приближенно играть роль совокупности умерших первого рода.

Естественно, что в искомую совокупность родившихся должно было полностью попасть число родившихся в

1926 г. Из чисел же родившихся в 1925 г. и 1927 г. брались лишь некоторые доли. Величина этих долей определялась для 1925 г. процентом лиц из поколения 1925 г., попавших в число умерших (в возрасте до 1 года) за 1926 г., а для 1927 г. — процентом лиц из поколения 1927 г., попавших в число умерших (до 1 года) за 1927 г.

Таким образом, если через $M^3{}_{0,1926}$ и $M^3{}_{0,1927}$ обозначить числа умерших в возрасте до 1 года за 1926 и 1927 гг., а через g_{1925}, g_{1926} и g_{1927} обозначить числа родившихся за соответствующие годы, выражение для вероятности смерти на первом году получит следующий вид:

$$q_0 = \frac{M^3_{0,1926} + M^3_{0,1927}}{k_1 g_{1925} + g_{1926} + k_2 g_{1927}}.$$

Коэффициенты k_1 и k_2 определялись способом, указанным ниже.

Во многих случаях, однако, когда территориально однородных данных о родившихся в 1925 г. получить не удавалось, вероятность смерти q_0 приходилось определять, исходя лишь из данных о родившихся в 1926 г. по формуле:

$$q_0 = \frac{\Delta^1_{0,1926} + \Delta^2_{0,1927}}{g_{1926}}$$

т. е. брать в числителе совокупность умерших первого рода, получая ее как сумму двух соответствующих элементарных совокупностей.

Вероятности смерти для возраста 1 год, 2 года, 3 года и 4 года строились также этим последним способом. Укажем в виде примера способ построения величины q_1.

Пусть $\Delta^1{}_{1,1926}$ и $\Delta^2{}_{1,1926}$ обозначают величины нижней и верхней элементарных совокупностей для 1926 г., а $\Delta^1{}_{,1927}$ и $\Delta^2{}_{1,1927}$ — такие же величины для 1927 г. (все числа относятся к возрасту 1—2 года). Пусть далее P_1 обозначает число живущих в возрасте 1 года, зарегистрированное переписью (мы принимаем, что перепись очень близка к границе между 1926 и 1927 календарными годами). Тогда величина

$$M^1_1 = \Delta^1_{1,1926} + \Delta^2_{1,1927}$$

будет изображать собой совокупность умерших первого рода, а

$$L_1^1 = P_1 + \Delta_{1,1926}^1$$

будет изображать соответствующую совокупность живущих первого рода, иными словами, число доживших до возраста 1 год.
Отсюда

$$q_1 = \frac{\Delta_{1,1926}^1 + \Delta_{1,1927}^2}{P_1 + \Delta_{1,1927}^1} .$$

Совершенно аналогично определялись и величины вероятностей и для последующих лет возраста.

Из изложенного видно, что первоначальной задачей во всех этих случаях являлась задача некоторого, хотя бы и приближенного, разделения совокупностей умерших третьего рода на элементарные совокупности.

(Принятый для решения указанной задачи метод в основных чертах заимствован у П. В. Охочинского[1].)

Пусть в нашем распоряжении имеется ряд последовательно расположенных по возрасту совокупностей умерших третьего рода за единицу времени (например, за календарный год) так, что в результате некоторого интерполирования мы имеем возможность определить некоторую функцию

$$z = f(x),$$

где $f(x)$ определяется, как количество умерших в возрасте от 0 до x в течение данной единицы времени.

Отметим прежде всего, что такое задание функции может иметь реальное значение лишь в условиях небольших по величине значений x, ибо при x, значительном по величине, z неизбежно становится уже сильно зависимой не только от x, но и от времени рождений.

Рассмотрим случай, когда нужно разложить на элементарные совокупности такую совокупность умерших третьего рода, которая имеет промежуток возраста, равный промежутку вымирания, и притом примыкает к оси

[1] П. В. Охочинский. Опыт применения интерполирования к некоторым вопросам статистики движения населения. СПб., издание центрального статистического комитета, 1891.

абсцисс (начинается от нуля и простирается до некоторого возраста x_1; промежуток вымирания, следовательно, тоже равен x_1) (см. 3).

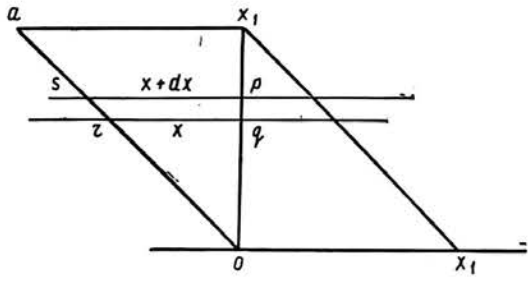


Рис. 3.

В таком случае

$$\frac{dz}{dx} = f'(x).$$

будет представлять собой плотность смертности в момент возраста x (при условии промежутка вымирания, равного единице). При этом же условии

$$dz = f'(x)\,dx$$

будет измерять число умерших за промежуток возраста от x до $x+dx$ (за единицу времени).

Если промежуток вымирания равен k единиц, то число умерших в возрасте от x до $x+dx$ равно:

$$kdz = kf'(x)\,dx = f'(x)\,ds$$

и изображает собой число смертных точек в элементе площади ds, т. е. в параллелограмме, основание которого k (промежуток вымирания), а высота dx (промежуток возраста).

Рассмотрим величину совокупности S_2, т. е. $\Delta 0ax_1$ (верхней искомой элементарной совокупности).

Элемент площади этой совокупности может быть изображен трапецией $rspq$, которую (пренебрегая бесконечно малыми, порядка выше первого) можно принять равной площади параллелограмма с основанием rq. Но величина $rq = x$, ибо треугольники $ax_1 0$ и rqx — равнобедренные. Отсюда элемент площади искомой совокупности равен $dxdx$, а элемент самой совокупности — $dxf'(x)dx$.

Интегрируя в промежутке от 0 до X, имеем:

$$\Delta^2_{x_1} = \int_0^{x_1} xf'(x)\,dx\,. \qquad (I.10)$$

Пусть, например, для некоторого календарного года мы имеем возможность из статистических данных иметь следующие величины:

число умерших в возрасте до 1 месяца—a
" " " 1 и 2 месяцев—b
" " " 3, 4 и 5 месяцев—c
" " " 6—11 месяцев—d

Иными словами, нам известны значения функции:

$$f(1/12) = a;$$
$$f(1/4) = a+b;$$
$$f(1/2) = a+b+c;$$
$$f(1) = a+b+c+d.$$

Отсюда интерполирующая функция легко находится в виде

$$f(x) = -\frac{108}{55}a(8x^3-14x^2+7x-1)+4/3\cdot$$
$$\cdot(a+b)(24x^3-38x^2+15x-1)-\frac{2}{5}(a+b+c)\cdot$$
$$\cdot(48x^3-64x^2+17x-1)+1/33\ (a+b+c+d)\cdot$$
$$\cdot(96x^3-80x^2+18x-1). \qquad (I.11)$$

Подставляя найденную функцию в (I. 10), выполняя интегрирование (положив $x_1=1$), находим:

$$\Delta^2_{0-1} = \frac{162b+52c+415d}{495} = 0{,}327b+0{,}105c+0{,}838d. \qquad (I.12)$$

Нижняя элементарная совокупность находится простым вычитанием.

Несколько иначе обстоит дело с разложением совокупности умерших третьего рода в возрасте 1 года, 2, 3 и 4 лет.

В этом случае наши совокупности не будут уже прилегать к оси абсцисс.

Пусть нам надо разложить на элементарные совокупности совокупность $M^3_{x_1/x_1+1}$, изображаемую параллелограммом $MNPQ$ (см. рис. 4).

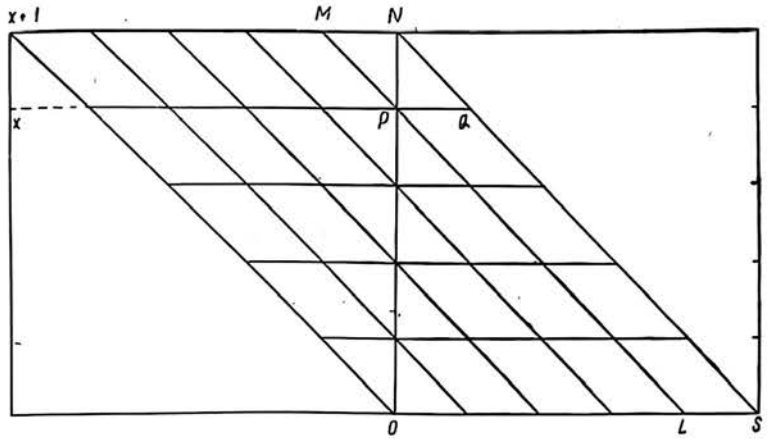


Рис. 4.

Совокупность, заключенную в треугольнике PNQ, можно найти весьма просто. Из чертежа видно, что площ. NPQ = площ. ONS — площ. OPL — площ. $LPQS$.

Треугольники ONS и OPL мы умеем находить из предыдущего. Наклонная полоса $LPQS$, как и всякая наклонная полоса на чертеже, простирающаяся до x и имеющая основание, равное единице, изображает собой $f(x)$. Отсюда

$$\Delta^1_{x_1/x_1+1} = \Delta^1_{0/x_1+1} - \Delta^1_{0/x_1} - f(x_1).$$

Но

$$\Delta^1_{0/x_1+1} = M^3_{0/x_1+1} - \Delta^2_{0/x_1+1} = (x_1+1)f(x_1+1) - \int_0^{x_1+1} xf'(x)\,dx;$$

$$\Delta^1_{0/x_1} = M^3_{0/x_1} - \Delta^2_{0/x_1} = x_1 f(x_1) - \int_0^{x_1} xf'(x)\,dx.$$

Отсюда

$$\Delta^1_{x_1/x_1+1} = (x_1+1)f(x_1+1) - x_1 f(x_1) - f(x_1) -$$

$$-\left(\int_0^{x_1+1} xf'(x)\,dx-\int_0^{x_1} xf'(x)\,dx\right).$$

Интегрируя по частям, находим:

$$\Delta' {}_{x_1/x_1+1}=-f(x_1)+\int_{x_1}^{x_1+1} f(x)\,dx. \qquad (I.13)$$

Пусть у нас имеются следующие совокупности умерших (третьего рода):

число умерших в возрасте 0—1 год — a
" " " 1—2 года — b
" " " 2—3 года — c
" " " 3—4 года — d

Тогда интерполирующая функция может быть найдена из условий:

$$f(1)=a;$$
$$f(2)=a+b;$$
$$f(3)=a+b+c;$$
$$f(4)=a+b+c+d.$$

Имеем

$$f(x)=a+(x-1)b+\frac{(x-1)(x-2)}{2}(c-b)+$$
$$+\frac{(x-1)(x-2)(x-3)}{6}(d-2c+b). \qquad (I.14)$$

Пользуясь выражением (I.13) и подставляя последовательно $x_1=1, 2, 3$, находим:

$$\left.\begin{aligned}\Delta_1{}^1&=0{,}62500b-0{,}16667c+0{,}04167d;\\ \Delta_2{}^1&=0{,}04167b+0{,}50000c-0{,}04167d;\\ \Delta_3{}^1&=0{,}04167b+0{,}16667c+0{,}37500d.\end{aligned}\right\} \qquad (I.15)$$

Точно так же для определения $\Delta_4{}^1$ мы можем применить последнюю из приведенных формул, положив в ней

$b=M_2{}^3$ (число умерших в возрасте 2—3 года)
$c=M_3{}^3$ » » » 3—4 »
$d=M_4{}^3$ » » » 4—5 »

Покажем на примере применение указанных формул. Например, по Сибирскому краю имелись следующие данные:

Сибирский край. Сельское население. Женский пол

Число родившихся за 1926 г. —192 458
Число умерших в возрасте до 1 года за 1926 г. —44 102
Число умерших в возрасте до 1 года в 1927 г. —44 398

Прежде всего необходимо было разбить приведенные здесь совокупности умерших третьего рода на элементарные. Для этого служили следующие данные:

ЧИСЛО УМЕРШИХ. СИБИРСКИЙ КРАЙ. СЕЛЬСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ. ЖЕНСКИЙ ПОЛ

Возраст	Число умерших 1926 г.	1927 г.
Менее 1 мес.	8 201	9 047
1—2 "	9 976	9 893
3—5 "	10 205	10 848
6—11 "	15 720	14 610
Всего 0—1 года	44 102	44 398

Пользуясь формулой

$$\Delta_0{}^2=\frac{162b+52c+415d}{495}$$

и полагая

$$b=9\,976;$$
$$c=10\,205;$$
$$d=15\,720,$$

находим

$$\Delta^2_{0,1926}=17\,516;\quad \Delta^1_{0,1926}=44\,102-17\,516=26\,586,$$

точно так же

$$\Delta^2_{0,1927}=16\,626;\quad \Delta^1_{0,1927}=44\,398-16\,626=27\,772.$$

Отсюда

$$q_0=\frac{\Delta^1_{0,1926}+\Delta^2_{0,1927}}{g_{1926}}=\frac{26\,586+16\,626}{192\,458}=\frac{43\,212}{192\,458}=0{,}22453.$$

Приведем пример вычисления вероятностей q_1, q_2, q_3 и q_4.

ЕВРОПЕЙСКАЯ ЧАСТЬ СССР. МУЖСКОЙ ПОЛ. СЕЛЬСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ

	Население по переписи 17/XII 1926 г.	Число умерших 1926 г.	1927 г.
0 лет	1 713 577	407 503	457 088
1 год	1 444 534	96 548	105 533
2 года	1 351 771	48 872	47 023
3 года	1 412 004	28 832	27 283
4 года	1 143 037	17 054	17 350

Обозначив первоначально:

1926 г.	1927 г.
$a = 407\,503$	457 088
$b = 96\,548$	105 532
$c = 48\,872$	47 023
$d = 28\,832$	27 283

и подставляя последовательно, сначала для 1926, а затем для 1927 г., величины a, b, c и d в формулы

$$\Delta_1^1 = 0{,}62500b - 0{,}16667c + 0{,}04167d;$$
$$\Delta_2^1 = 0{,}04167b + 0{,}50000c - 0{,}04167d;$$
$$\Delta_3^1 = 0{,}04167b + 0{,}16667c + 0{,}37500d,$$

находим:

	1926 г.		1927 г.	
Возраст (x)	Δ_x^1	Δ_x^2	Δ_x^1	Δ_x^2
1 год	53 398	43 150	59 257	46 275
2 года	27 258	21 614	26 772	20 251
3 года	14 934	13 898	13 671	13 612
4 года	9 164	7 890	9 094	8 256

Последняя строчка находится при подстановке в третью формулу значений:

1926 г.	1927 г.
$b = 48\,872$	47 023
$c = 28\,832$	27 283
$d = 17\,054$	17 350

Отсюда легко получить искомые вероятности:

$$q_1 = \frac{\Delta^1_{1,1926} + \Delta^2_{1,1927}}{P_1 + \Delta^1_{1,1926}} = \frac{53\,398 + 46\,275}{1\,444\,534 + 53\,398} = \frac{99\,673}{1\,497\,992} = 0{,}6654;$$

$$q_2 = \frac{\Delta^1_{2,1926} + \Delta^2_{2,1927}}{P_2 + \Delta^1_{2,1926}} = \frac{27\,258 + 20\,251}{1\,351\,771 + 27\,258} = \frac{47\,509}{1\,379\,029} = 0{,}03445;$$

$$q_3 = \frac{\Delta^1_{3,1926} + \Delta^2_{3,1927}}{P_3 + \Delta^1_{3,1926}} = \frac{14\,934 + 13\,612}{1\,412\,004 + 14\,934} = \frac{28\,546}{1\,426\,938} = 0{,}02001;$$

$$q_4 = \frac{\Delta^1_{4,1926} + \Delta^2_{4,1927}}{P_4 + \Delta^1_{4,1926}} = \frac{9\,164 + 8\,256}{1\,143\,037 + 9\,164} = \frac{17\,420}{1\,152\,201} = 0{,}01512.$$

В тех немногих случаях (Ленинград и отчасти Москва), когда имелись данные о детской миграции, для более точного вычисления совокупностей доживших и умерших (исходя из совокупностей родившихся) привлекались и эти данные. При этом совокупности прибывших и выбывших, аналогичные совокупностям умерших второго рода[1], разлагались также на элементарные совокупности, причем в этом случае для целей разложения нами были использованы данные о миграциях за отдельные календарные месяцы.

Выше уже было указано на затруднения, связанные с исследованием старческой смертности в наших условиях. Совершенно исключительные неправильности возрастного ряда живущих и умерших, нередко не дающие никакой возможности уловить хотя бы общую тенденцию хода повозрастных чисел, еще не исчерпывают указанных трудностей. Еще большее затруднение создает та, нередко наблюдаемая, количественная незначительность основных статистических данных, какая имеет место в целом ряде отдельных районов, по отношению к однолетним группировкам старческих возрастов.

Нередки случаи, когда на протяжении всего пятилетия общее число умерших измеряется единицами или немногими десятками единиц. Числа живущих в этих возрастах по отдельным районам, в особенности при разделении по

[1] Вместо данных о возрасте в карточках прописки и отметки у детей чаще всего проставляется год рождения.

полу и категории населения (городское и сельское), также оказываются весьма малыми. Бывают случаи, когда коррекция числа умерших на 2—3 единицы может на 50% повысить или понизить коэффициенты смертности отдельной возрастной группы. В крайних старческих возрастах нередки случаи, когда коэффициент смертности для изолированной возрастной группы может внезапно принять значение, равное нулю (умерших — не значится при некотором числе живущих) или бесконечности (имеются единичные числа умерших, при отсутствии соответствующих по возрасту чисел живущих).

При таких условиях на задачу построения вероятностей смерти для старческих возрастов приходится смотреть под особым углом зрения. При всем несомненном интересе, какой может вызывать задача исследования смертности старческих, в особенности крайних старческих, групп в наших условиях, необходимо признать, что при существующем в настоящее время состоянии статистических данных глубокое и особенно детализированное разрешение этой проблемы — вещь едва ли возможная. При наличии ныне существующего статистического материала приходится довольствоваться более скромными задачами. Мы считали возможным ограничиться лишь получением таких табличных данных о старческой смертности, которые, с одной стороны, по возможности близко к наблюдаемым данным отражали бы суммарную старческую смертность, начиная, скажем, с возраста 85 лет (и далее)[1], с другой — намечали бы некоторую общую тенденцию хода повозрастных вероятностей. Именно под таким углом зрения и должны рассматриваться приводимые в таблицах данные о повозрастной смертности в старческих возрастах.

Принятая концепция, естественно, должна была найти свое отражение и в практических методах получения табличных чисел для старческих возрастов.

Пользование непосредственным статистическим материалом при таком условии, естественно, подвергалось значительным ограничениям, уступая место разного рода интерполяционным и экстраполяционным методам.

Нужно считать, что применявшиеся в решении этой задачи методы были далеко не во всех случаях совершенно единообразны. Конкретные условия статистического материала отдельных районов (по отношению к старческим возрастам) неизбежно налагали свой отпечаток и на детали материала построения.

[1] В отдельных случаях этот возрастной предел передвигался как в ту, так и в другую сторону.

В основном наиболее типичный и наиболее часто применявшийся метод построения табличных данных для старческих возрастов сводился к следующему.

Однолетние коэффициенты смертности получались при помощи некоторой параболической интерполяционной кривой, удовлетворявшей определенным условиям. В качестве таких условий выставлялись обычно следующие:

1) ряд интерполируемых коэффициентов должен давать плавный переход от ранее полученных коэффициентов (для более молодых возрастов) к последующим и сохранять основные черты наметившейся на предыдущем участке кривой тенденции;

2) вычисленная при помощи найденных коэффициентов «ожидаемая» смертность должна совпадать с действительной смертностью, хотя бы суммарно, на довольно значительном отрезке возрастной кривой;

3) для некоторого заранее намеченного в достаточной мере высокого возраста должно быть обеспечено получение весьма высоких (близких к единице) значений вероятностей смерти.

При таких условиях интерполирование могло быть сведено к интерполированию по соответственно видоизмененным формулам Ньютона.

Рассмотрим конкретный пример такого получения коэффициентов для старческих возрастов (европейская часть СССР без 36 городов. Мужской пол).

Способом, указанным выше, были получены величины коэффициентов смертности до возраста 80 лет. Последние две величины коэффициента смертности были:

$$79 \text{ лет} - 10^{-5} \cdot 10\,479 = 0{,}10479;$$

$$80 \text{ лет} - 10^{-5} \cdot 11\,515 = 0{,}11515.$$

(В дальнейшем мы отбрасываем множитель 10^{-5} и ведем вычисление в целых числах.)

Общее уравнение интерполяционной кривой задавалось в следующем виде:

$$m_x = m_{79} + (x-79)\,\Delta m_{79} +$$

$$+\frac{(x-79)(x-79-1)}{1\cdot 2}\Delta^2 m_{79}+$$

$$+\frac{(x-79)(x-79-1)(x-79-2)}{1\cdot 2\cdot 3}\Delta^3 m_{79},$$

или

$$m_x = m_{79}+(x-79)\delta_1+(x-79)(x-80)\delta_2+$$
$$+(x-79)(x-80)(x-81)\delta_3, \qquad (I.16)$$

где

$$\delta_1=\Delta m_{79};$$

$$\delta_2=\frac{\Delta^2 m_{79}}{1\cdot 2},$$

откуда

$$\delta_3=\frac{\Delta^3 m_{79}}{1\cdot 2\cdot 3}.$$

При этом δ_1 легко определялась подстановкой в (I. 16)

$$m_{79}=10479;\ m_{80}=11515,$$

откуда $\delta_1=1\,036$

и уравнение (I. 16) принимало вид:

$$m_x=10\,479+1\,036(x-79)+(x-79)(x-80)\delta_2+$$
$$+(x-79)(x-80)(x-81)\delta_3. \qquad (I.17)$$

Для получения δ_2 и δ_3 вводились два новых условия. Во-первых, для m_{125} принималось значение

$$m_{125}=2{,}00000=200000\cdot 10^{-5}\ (q_{125}=0{,}86497).$$

Во-вторых, зная, что на протяжении от 82 до 99 лет мы имели за два года (1926 и 1927) всего 36 613 наблюденных смертных случаев, мы ставили условие, чтобы на том же промежутке возраста и интерполированные коэффициенты смертности давали (при приложении их к конкретному переписному населению) ту же сумму смертных случаев.

Обозначая через P_x число населения по переписи (удвоенное) в возрасте x, мы таким образом приходим к следующему новому уравнению:

$$\sum_{82}^{99} m_x P_x = 36\,61$$

или

$$\sum_{x=82}^{x=99}[10\,479+1\,036(x-79)]P_x+$$
$$+\delta_2\sum_{x=82}^{x=99}(x-79)(x-80)P_x+$$
$$+\delta_3\sum_{x=82}^{x=99}(x-79)(x-80)(x-81)P_x=36\,613\cdot 10^5. \qquad (I.18)$$

При массовом характере таких вычислительных операций большую помощь оказывали предварительно вычисленные вспомогательные таблички вида:

[1]	[2]	[3]	[4]
n	$n(n-1)$	$n(n-1)(n-2)$	$n(n-1)(n-2)(n-3)$
0	0	0	0
1	0	0	0
2	2	0	0
3	6	6	0
4	12	24	24
5	20	60	120
6	30	120	360
7	42	210	840

и т. д.

Ход вычисления указан в табл. 2. В гр. 2 дано удвоенное переписное население. Числа гр. 3 получаются путем последовательного прибавления к числу 10 479 одной и той же величины

$$\delta_1=1036.$$

Числа гр. 4 и 5 получены путем умножения числа населения (P_x) на соответствующие коэффициенты, обычно прямо заимствованные из вспомогательных табличек. Наконец, числа гр. 6 получены путем умножения чисел гр. 3 на число (переписного) населения (гр. 2).

Суммированием в пределах от $X=82$ до $X=99$ мы находим посредством чисел гр. 4, 5 и 6 нужные нам коэффициенты уравнения (I. 18). Получаем:

$$36192{,}6+128{,}79\delta_2+1270{,}67\delta_3=36\,613. \qquad (I.19)$$

С другой стороны, из условия

$$m_{125}=200\,000$$

Таблица 2

x	P_x	$10479+1036\cdot(x-79)$	$(x-79)\cdot(x-80)\cdot P_x\cdot 10^{-5}$	$(x-79)\cdot(x-80)\cdot(x-81)\cdot P_x\cdot 10^{-5}$	$10479+1036\cdot(x-79)\cdot P_x\cdot 10^{-5}$	$(x-79)\cdot(x-80)\cdot\delta_2$	$(x-79)\cdot(x-80)\cdot(x-81)\cdot\delta_3$	$m_x\cdot 10^5$
1	2	3	4	5	6	7	8	9
79	24 837	10 479	—	—	—	0	0	10 479
80	122 105	11 515	—	—	—	0	0	11 515
81	20 890	12 551	—	—	—	— 31	0	12 520
82	27 360	13 587	1,64	1,64	3 717,4	— 94	11	13 504
83	20 273	14 624	2,43	4,87	2 964,5	— 187	46	14 482
84	16 145	15 659	3,23	9,69	2 528,1	— 312	115	15 462
85	42 228	16 695	12,67	50,67	7 050,0	— 468	229	16 456
86	14 143	17 731	5,94	23,70	2 507,7	— 655	402	17 478
87	11 760	18 767	6,59	39,51	2 207,0	— 873	642	18 536
88	9 647	19 803	6,95	48,62	1 910,4	—1 123	964	19 644
89	6 153	20 839	5,54	44,30	1 282,2	—1 403	1 377	20 813
90	25 343	21 875	27,88	250,90	5 543,8	—1 715	1 893	22 053
91	2 901	22 911	3,83	38,29	664,6	—2 058	2 524	23 377
92	3 463	23 947	5,40	59,43	829,3	—2 433	3 281	24 795
93	2 723	24 983	4,96	59,47	680,3	—2 838	4 176	26 321
94	1 982	26 019	4,16	54,11	515,7	—3 275	5 220	27 964
95	6 082	27 055	14,60	204,35	1 645,5	—3 743	6 424	29 736
96	2 531	28 091	6,88	103,26	711,0	—4 242	7 801	31 650
97	1 847	29 127	5,65	90,43	538,0	—4 772	9 361	33 716
98	1 910	30 163	6,53	111,05	576,1	—5 333	11 116	35 946
99	1 029	31 199	3,91	70,38	321,0	—5 926	13 078	38 351
100	—	32 235	99	99	99	—6 549	15 258	40 944
			Σ	Σ	Σ			
			82	82	82			
			=128,79	—1 270,69	=36 192,6			
101	—	33 271	—	—	—	—7 204	17 667	43 734
102	—	34 307	—	—	—	—7 891	20 317	46 739
103	—	35 343	—	—	—	—8 608	23 219	49 954
104	—	36 379	—	—	—	—9 356	26 381	53 409
105	—	37 415	—	—	—	—10 136	29 827	57 106
106	—	38 451	—	—	—	—10 947	33 556	61 060
107	—	—	—	—	—	—	—	—
108	—	—	—	—	—	—	—	—
109	—	—	—	—	—	—	—	—
110	—	—	—	—	—	—	—	—

приходим к уравнению (I. 17)

$$200\,000 = 10\,479 + 1\,036\,(125-79) + (125-79)\,(125-80)\,\delta_2 + (125-79)\,(125-80)\,(125-81)\,\delta_3$$

или

$$58\,135 + 2\,070\delta_2 + 31\,080\delta_3 = 200\,000. \qquad \text{(I. 20)}$$

Решая совместно уравнения (I. 19) и (I. 20), имеем:

$$\delta_2 = 68{,}534 - 44\delta_3;$$
$$4396{,}09\delta_3 = 8406{,}00;$$
$$\delta_3 = 1{,}912;$$
$$\delta_2 = -15{,}594.$$

Подставляя найденные значения δ_2 и δ_3 в уравнение (I. 17), легко найти все нужные коэффициенты.

Окончательное значение m_x получается путем сложения чисел гр. 3, 7 и 8.

Не все таблицы строились совершенно таким способом в отношении старческих возрастов. В некоторых случаях простая интерполяция и дальнейшая экстраполяция по трем-четырем заданным точкам (в общем случае неравно отстоящим) приводила к хорошим результатам. В этих случаях роль «заданных» точек играли возрасты, для которых непосредственно полученные коэффициенты могли считаться достоверными. В таких случаях чаще к хорошим результатам приводило интерполирование и экстраполяция не самих величин, а их логарифмов и вообще интерполяция по показательным кривым. Особый метод применялся при построении таблиц смертности изолированных групп населения: рабочих, служащих и проч.

Нужно сказать, что и цели, какие ставились при выборе метода построения таблиц смертности отдельных социальных групп, были иными, нежели цели, поставленные при выборе метода построения таблиц смертности общего населения.

Основная цель, которой должен был удовлетворить метод построения общих таблиц, заключалась в том, чтобы выбранный метод мог гарантировать по возможности полное освобождение табличных рядов от тех неправильностей, какие являлись следствием неверного указания возраста отдельными группами населения. При этом в случае общего населения имелись все данные для построения непосредственных однолетних коэффициентов. Кроме того, в этих же случаях достаточно хорошо изученный (на многочисленных прежних исследованиях) общий характер повозрастной кривой смертности позволял входить в критическую оценку индивидуальных изгибов отдельных кривых и тем самым производить решающий выбор между разнообразными деталями методики.

Иное положение создавалось в случае построения смертности отдельных социальных групп населения. Рассматривая, например, ряд первоначальных данных, на основе которых строились таблицы для рабочих и служащих Ленинграда, можно было прийти к выводу, что основное свойство русских данных — наличие колоссальных неправильностей в указании возраста — в этом случае играло малую роль.

Таким образом, главнейшая цель, какую преследовали методы построения таблиц смертности общего населения, в значительной степени отпадала.

С другой стороны, здесь выступили совершенно новые задачи. В большей части случаев вообще не имелось однолетних данных ни по отношению к живущим, ни по отношению к умершим. При таких условиях естественнее всего было бы остановиться на построении краткой таблицы смертности, дающей значение табличных функций через пятилетние промежутки. Нужно сказать, однако, что подобная сокращенная таблица смертности могла бы иметь весьма малую практическую значимость.

Решение вопросов страхового порядка, вопросов, связанных с естественной ежегодной убылью рабочих контингентов и с воспроизводством новых кадров, едва ли могло бы быть получено при помощи краткой таблицы смертности, в силу того, что при решении подобных задач жизнь нередко заставляет назначать самые разнообразные возрастные пределы, по отношению к которым должны решаться вопросы о доживаемости.

В результате было решено построить, хотя бы в виде опыта, таблицы смертности некоторых социальных групп по образцу полных таблиц смертности. Публикуемые таблицы смертности рабочих, рабочих-металлистов, служащих, прочего населения именно и следует расценивать как некоторого рода опыт, впервые поставленный в условиях Советского Союза.

Таким образом, при выборе методики построения задача сводилась прежде всего к нахождению такого метода, при котором однолетние табличные величины могли быть получены при помощи наличных пятилетних величин.

При этом выбор того или иного метода обусловливался рядом соображений.

Очевидно, что в условиях изучения смертности отдельных социальных групп нельзя прибегать к сепаратному

выравниванию чисел живущих и умерших. Все те соображения, какие побудили отказаться от этого способа в таблицах смертности общего населения, еще с большей убедительностью фигурировали в данном случае. Можно было ожидать, что возрастная кривая рабочего населения может быть столь сильно деформирована (не только войной, но и условиями, связанными с производством, рынком труда, методами пополнения рабочих кадров и т. п.), что вкладывание ее в рамки математически выглаженной кривой, исключающей переломы, было бы явным нарушением условий конкретной действительности.

С этой точки зрения не оставалось иного выхода, как искать методы, позволяющие оперировать уже с полученными (при помощи пятилетних данных) относительными числами, характеризующими смертность.

Вместе с тем механическое перенесение методов построения таблиц смертности общего населения на случай измерения смертности отдельных социальных групп также следовало признать нежелательным.

Возрастная кривая смертности отдельных социальных групп может в действительности обнаруживать ряд изгибов, нередко небольших по протяжению, причем таких, какие могут и не наблюдаться в кривых смертности общего населения, где повозрастная кривая является суммарной, и тем самым сглаженной, характеристикой смертности конгломерата различных социальных групп. Указанные изгибы, возможно, и являлись бы теми особенностями, какие отличают одну социальную группу от другой в смысле смертности.

С этой точки зрения крайне нежелательным было признано употребление таких методов, какие сильно сглаживали бы кривую и подводили бы ее тем самым под общие рамки возрастных кривых смертности общего населения.

Поэтому мощные способы выравнивания, при которых данные одной пятилетней группы ставились бы в сильную зависимость от данных значительного числа предшествующих и предыдущих лет, следовало по возможности заменить иными, более слабыми, в смысле выравнивания, методами.

С другой стороны, для применения способов, приведенных в предыдущем изложении (для общего населения), мы, в сущности, должны были иметь в своем распо-

ряжении пятилетние суммы однолетних повозрастных коэффициентов, между тем как материал не позволял получить этих данных. Правда, в случае исследования смертности общего населения признавалось во многих случаях возможным брать вместо суммы однолетних коэффициентов упятеренный средний пятилетний коэффициент. В условиях же изучения смертности отдельных социальных групп не было уверенности в целесообразности и практической законности такой замены.

Все это заставляло стать на путь конструирования некоторой специальной методики построения таблиц смертности отдельных социальных групп.

Наиболее целесообразным казалось остановиться на тех общих идеях, какие кладутся в основу построения английских таблиц смертности.

Имея суммарные данные о смертности отдельных пятилетних групп, мы считали желательным прежде всего установить величины коэффициентов, соответствующих центральным (для нашей пятилетней группы) возрастам.

Далее, промежуточные возрасты следовало заполнять методом интерполирования, связанного обычными условиями необходимости соблюдения плавности в переходах. При этом интерполяционные формулы желательно было строить так, чтобы по возможности не привлекать более одной вспомогательной пятилетней группы (с каждой стороны) для получения выравненных пяти значений.

Для построения таблиц смертности отдельных социальных групп была выработана следующая методика[1].

Нужно было найти такие значения коэффициентов смертности, центральных для каждого пятилетия возрастов, при которых средние пятилетние коэффициенты смертности, взятые по выравненным и невыравненным данным на протяжении трех пятилетних интервалов, были бы равны между собой.

Обозначим *средние* пятилетние коэффициенты смертности, полученные непосредственным делением пятилетней суммы умерших на соответствующую пятилетнюю сумму живущих, для трех каких-либо последовательных пятилетий через m_1', m_2', m_3'. Полагая начало координат в центральной точке среднего пятилетия и обозначая через l_x как обычно, числа доживающих, приходим к следующим выражениям средних пятилетних коэффициентов по выравненным данным (коэффициенты смертности табличные).

$$m_1=\frac{l_{-\frac{15}{2}}-l_{-\frac{5}{2}}}{\int_{-\frac{15}{2}}^{-\frac{5}{2}} l_x\,dx};$$

$$m_2=\frac{l_{-\frac{5}{2}}-l_{\frac{5}{2}}}{\int_{\frac{5}{2}}^{-\frac{5}{2}} l_x\,dx};$$

$$m_3=\frac{l_{\frac{5}{2}}-l_{\frac{15}{2}}}{\int_{\frac{5}{2}}^{\frac{15}{2}} l_x\,dx}. \qquad \text{(I. 21)}$$

Наше условие в этом случае получает выражение:

$$m'_1=m_1;\ m'_2=m_2 \quad \text{и} \quad m'_3=m_3. \qquad \text{(I. 22)}$$

Для возможности практического использования этой системы, с целью получения центрального для средней пятилетки однолетнего коэффициента:

$$m_c=\frac{l_{-\frac{1}{2}}-l_{\frac{1}{2}}}{\int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} l_x\,dx}, \qquad \text{(I.23)}$$

[1] Методика разработана В. В. Паевским.— *Прим. ред.*

следует задаться каким-либо предположением о виде функции l_x. Вполне достаточное практическое приближение может дать интерполяция функции l_x (на протяжении отрезка в три пятилетки), по параболической кривой третьего порядка. Кривая второго порядка является недостаточной в силу возможности перегибов на взятом отрезке.

Зададим указанную кривую в следующем, наиболее удобном для выкладок, виде:

$$l_x=\left(\frac{64}{125}ax^3+\frac{24}{25}bx^2+\frac{8}{5}cx+1\right)r, \qquad (I.24)$$

где a, b, c и r — постоянные, подлежащие определению. Легко видеть, что вполне достаточным для нашей задачи является определение лишь трех из указанных постоянных: a, b и c, ибо r не входит в искомое выражение для m_c:

$$m_c=\frac{l_{-\frac{1}{2}}-l_{\frac{1}{2}}}{\int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} l_x dx}=\frac{\left[\frac{64}{125}ax^3+\frac{24}{25}bx^2+\frac{8}{5}cx+1\right]_{+\frac{1}{2}}^{-\frac{1}{2}}\cdot r}{\left[\frac{16}{125}ax^4+\frac{8}{25}bx^3+\frac{4}{5}cx^2+x\right]_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}}\cdot r}=$$

$$=-\frac{3{,}2a+40c}{2b+25}. \qquad (I.25)$$

Подставляя l_x из уравнения (I.24) в систему (I.21) и (I.22) и выполняя интегрирование, приходим к следующей системе уравнений относительно a, b и c:

$$\begin{aligned}(400m_1-208)a-(130m_1'-48)b+(40m_1'-8)c&=5m_1'\\ -16a\qquad\quad -10m'_2b\qquad\quad -8c&=5m'_2\\ (-400m'_3-208)a+(-130m'_3-48)b+(-40m'_3-8)c&=\\ =5m'_3.&\end{aligned}$$

Составляя детерминант для этой системы, мы легко находим единственные решения для a, b и c:

$$a=\frac{15(15m_2m_3-15m_1m_2-50m_1m_2m_3-2m_3+4m_2-2m_1)}{16(315m_3-50m_2m_3-315m_1-650m_1m_3-50m_1m_2+144)};$$

$$b=\frac{5(10m_1m_3-3m_3+10m_2m_3+3m_1+10m_1m_2)}{2(315m_3-50m_2m_3-315m_1-650m_1m_3-50m_1m_2+144)};$$

$$c=\frac{15(250m_1m_2m_3+115m_1m_2-115m_2m_3-52m_2+2m_1+2m_3)}{8(315m_3-50m_2m_3-315m_1-650m_1m_3-50m_1m_2+144)} \qquad (I.26)$$

(значки «штрих» у m для сокращения письма опускаем).

Подставляя найденные значения a, b и c в (I.25), окончательно имеем для центрального коэффициента смертности средней пятилетки:

$$m_c=\frac{m_2[715(m_3-m_1)-1550m_1m_3+324]-12(m_3+m_1)}{655(m_3-m_1)-100(m_1+m_3)m_2-1350m_1m_3+300}. \qquad (I.27)$$

После того, как коэффициенты смертности (выравненные) для центральных возрастов каждой пятилетки оказываются найденными, задача сводится к интерполированию промежуточных значений (см. рис. 5).

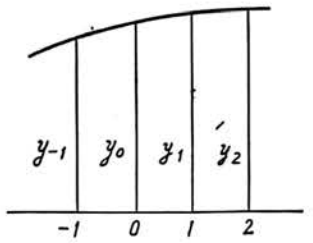


Рис. 5.

Эта задача решается совершенно аналогично той, какая была поставлена при нахождении однолетних выравненных коэффициентов в таблицах смертности общего населения, с той лишь разницей, что условия, связывающие переходы от одной кривой к последующей (в смысле плавности), ставятся здесь в упрощенном виде. Проведя сначала две вспомогательные кривые второго порядка, через первые три, а затем вторые три заданные точки (равностоящие), мы затем ищем параболу третьего порядка, удовлетворяющую четырем условиям:

1) прохождению через точку $(0, y_0)$;

2) прохождение через точку $(1, y_1)$;

3) наличие в точке $(0, y_0)$ общей касательной с первой вспомогательной кривой;

4) наличие в точке $(1, y_1)$ общей касательной со второй вспомогательной кривой.

Не приводя подробностей[1] построения, вполне аналогичных изложенным выше (для общего населения), укажем, что если на основании найденных ранее значений для центральных возрастов мы определим разности первого, второго и третьего порядка (при приращении возраста $h=5$) и обозначим их для точки $(-1, y_{-1})$ через

$$\Delta y_{-1},\ \Delta^2 y_{-1},\ \Delta^3 y_{-1},$$

где под y_{-1} подразумевается коэффициент смертности центрального (для первой пятилетки) возраста, то однолетние разности возрастного промежутка (0, 1) найдутся по формулам:

$$\begin{aligned}
\delta^3 m_0 &= 0{,}024\Delta^3 y_{-1}\ ;\\
\delta^2 m_0 &= 0{,}04\Delta^2 y_{-1} - 0{,}016\Delta^3 y_{-1}\ ;\\
\delta^1 m_0 &= 0{,}2\Delta y_{-1} + 0{,}12\Delta^2 y_{-1} - 0{,}016\Delta^3 y_{-1}\ .
\end{aligned} \qquad (I.28)$$

Найдя указанные разности, значения коэффициентов смертности легко получить простым суммированием.

После того как были найдены значения коэффициентов смертности для центральных возрастов, коэффициенты для промежуточных возрастов были получены интерполированием при помощи формул (I.28). При этом интерполированию подвергались не самые коэффициенты, а выражения[2]

$$\lg(m_x+0{,}1) = u_x\ .$$

Нахождением однолетних коэффициентов смертности на протяжении всей возрастной кривой (0—100 лет) заканчивалась основная часть работы по построению таблиц смертности, часть, требовавшая наибольшего критического отношения и изобретательности в методике.

[1] Подробнее см. С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг.

[2] Для получения разностей мы брали лишь мантиссу логарифма.

Прежде чем переходить к оставшейся части работы — нахождению значений табличных функций, мы считали необходимым подвергнуть некоторой проверке совокупность полученных результатов, с точки зрения, во-первых, степени соответствия этих результатов данным непосредственного наблюдения, во-вторых, с точки зрения вопроса о степени достигнутой правильности (плавности) кривой.

Стремление к плавности ставилось во всех случаях отнюдь не как самоцель, а лишь как средство получения некоторой гарантии в освобождении от тех искажений, какие имелись в непосредственном материале и которые в наибольшей степени имели своим источником неправильные указания возраста.

В качестве показателя достигнутой плавности служил, как обычно, ряд третьих разностей для величин m_x (однолетних выравненных коэффициентов). Пример такого рода представлен в табл. 3.

Таблица 3. ЕВРОПЕЙСКАЯ ЧАСТЬ СССР.
ГОРОДСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ.
ЖЕНСКИЙ ПОЛ.

Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^4\Delta^3 m_x$		Возраст	$10^5\Delta^3 m_x$	
x	+	−	x	+	−	x	+	−	x	+	−	x	+	−	x	+	−
5		3	21		3	37	2		53	10		69		15	85	38	
6		65	22		7	38		2	54	19		70		18	86	25	
7	43	—	23	3		39		1	55		2	71		9	87	38	
8		2	24	5		40	4		56	10		72	4		88	34	
9		2	25	0	0	41		12	57	7		73	18		89		31
10		1	26	1		42		4	58	36		74	74		90		63
11		35	27	3		43	6		59		87	75		35	91	82	
12	9		28		2	44	9		60	25		76	46		92		39
13	0	0	29		2	45		3	61	11		77		42	93	3	
14	9		30	0	0	46	16		62	2		78	66		94	6	
15		3	31	0	0	47	8		63	8		79		178	95	4	
16		11	32	0	0	48		7	64	7		80	24		96	6	
17		3	33	0	0	49		15	65	12		81	8				
18	2		34	2		50	5		66	5		82	18				
19	7		35		2	51		16	67	0	0	83	14				
20	0	0	36	3		52		10	68		7	84	17				

Частота перемен знаков третьих разностей и их малость по абсолютной величине в случаях, подобных приводимому, являются достаточной гарантией достижения известной плавности.

Вопрос о критериях соответствия между смертностью наблюдаемой и ожидаемой по таблице может решаться разнообразными путями. Недостаточным является критерий, основанный на близости совпадения смертности наблюденной и ожидаемой *по всей таблице в целом*. Добиться такого соответствия в сущности весьма нетрудно. Однако если ограничиться только этим, то не будет никаких гарантий в том, что целые участки таблицы, например, рабочий возраст, детские возрасты и т. д., не будут охарактеризованы неправильно. Следует, по-видимому, стремиться к тому, чтобы и на отдельных участках возрастной кривой различия между смертностью наблюдаемой и табличной сводились бы к минимуму. Нельзя, однако, идти слишком далеко и по этому пути, ибо предельное соответствие — соответствие однолетних групп — заставило бы вновь прийти к невыравненному ряду. Очевидно, нужно остановиться на каких-то, не слишком малых участках кривой. Едва ли можно с полной объективностью указать, какие именно границы этих участков и какие величины участков должны быть избраны. Вопрос этот в значительной доле пока что приходится решать произвольно, внося сюда немалую долю субъективизма.

Мы полагали, что выбранные для сравнения участки кривой должны прежде всего по возможности не совпадать с теми участками, какие служили основой для интерполирования и выравнивания. С этой точки зрения, поскольку основой наших построений являлись пятилетние интервалы возраста, постольку для сравнений нужно было остановиться на участках с числом лет не равным и не кратным пяти. После некоторой опытной работы мы остановились на семилетних отрезках возрастной кривой. Проверка осуществлялась следующим образом. Взяв непосредственные числа живущих (удвоенные переписные) по однолетним возрастам и соответственные однолетние выравненные окончательно коэффициенты, мы и определили ожидаемое число умерших в каждом конкретном однолетнем промежутке возраста.

Суммируя далее наблюденные и ожидаемые смерт-

ные случаи по семилетним промежуткам, можно было произвести сопоставление тех и других.

Расхождения вплоть до возраста 75 лет являются совершенно незначительными редко превышая даже полпроцента. В старческих возрастах, особенно после 90 лет, расхождения неизбежно оказываются довольно большими в силу крайней искаженности наших непосредственных данных. Общее расхождение весьма невелико.

Неоспоримо, однако, что результат сравнения на отдельных участках кривых мог бы и измениться при выборе иных интервалов для сравнения, или даже при назначении лишь иных пограничных линий для тех же семилетних интервалов возраста. Подобная условность выбора интервалов неизбежна.

Заметим также, что не везде и не всегда удавалось получить аналогичную с указанной степень расхождения. В некоторых районах отдельные возрастные группы оказывались столь сильно искаженными, что поневоле являлась необходимость мириться с большими расхождениями.

После получения выравненных однолетних коэффициентов смертности нахождение всех остальных табличных функций сводилось лишь к чисто техническим счетным операциям.

Переход от значений коэффициентов смертности (m_x) к величинам вероятности смертности (q_x) был осуществлен, как уже упоминалось выше, по формуле

$$q_x = 1 - e^{-m_x}.$$

В дальнейшем прочие табличные функции были получены по известным формулам:

$$p_x = 1 - q_x ;$$

$$d_x = l_x q_x ;$$

$$l_{x+1} = l_x - d_x ;$$

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} + \frac{d_{x+1} - d_{x-1}}{24} ;$$

$$T_x = \sum_{\omega}^{x} L_x ;$$

$$e_x^0 = \frac{T_x}{l_x},$$

(ω — крайний возраст по таблице смертности). Формула, данная В Борткевичем[1] для L_x:

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} + \frac{d_{x+1} - d_{x-1}}{24},$$

применялась лишь в возрастах старше 4-х лет. Для возрастов 0, 1, 2, 3, 4 года числа L_x определялись по формуле:

$$L_x = l_x - k_x d_x,$$

где k_x представляло собой отношение нижней элементарной ко всей первой совокупности умерших.

* * *

Из отдельных функций таблицы смертности для нижеприводимых кратких сравнений и сопоставлений приняты следующие: числа доживающих до отдельных избранных возрастов, величины средней продолжительности жизни, вероятность смерти в отдельных возрастах и, для характеристики высоты смертности в различных возрастных пределах, вероятности смерти в течение ближайших n лет для доживших до отдельных избранных возрастов ($_nq_x$). Для удобства сравнения вероятности приводятся умноженными на 1000.

Для оценки эволюции смертности в дореволюционной России, как указано выше, были построены в целях сравнения с построенной из совокупностей родившихся и умерших таблицей Борткевича, характеризующей смертность православного населения 50 губерний Европейской России за 1874—1883 гг., аналогичные таблицы для 1896—1897 гг. и 1907—1910 гг. Таблицы эти были построены в точном соответствии во всех деталях с техническими приемами, примененными Борткевичем, и сравнение этих таблиц должно было давать достаточно удовлетворительный материал для суждения об изменениях смертности православного населения в дореволюционной России и достаточно отражать эволюцию смертности *всего* населения Европейской России, так как по переписи 1897 г. православное население Европейской России составляло около 84% всего населения. При построении таблиц выяснилось, однако, что вполне обоснованное сравнение встречает здесь значительные затруднения, кроющиеся в дефектах самого метода построения таблиц из совокупностей родившихся и умерших.

В полной таблице смертности, как известно, должно быть выполнено условие: $\sum_0^{w-1} d_x = 100\,000$, принимая исходное число родившихся равным 100 000. При первоначальном построении, однако, у Борткевича получилось для мужского пола $\Sigma d = 94\,970$ и для женского пола $\Sigma d = 97\,303$. Возможные и вероятные причины полученного неравенства $\Sigma d < 100\,000$ Борткевич[1] усматривает: 1) в неполноте сведений об умерших; 2) в эмиграции лиц, родившихся в Европейской России, в другие части Российской империи и за границу и 3) в уменьшении смертности во времени. Действительно, предположим, что смертность за время, предшествующее периоду, за который берутся данные об умерших, была более высока, чем в этот период, и пусть смертность этого периода выражается величинами l'_x, d'_x, q'_x, удовлетворяющими условию $\Sigma d'_x = 100\,000$. Величины l'_x показывают числа лиц, которые доживали бы до последовательных возрастов из 100 000 родившихся, если вероятности смерти в последовательных возрастах были бы равны для этой совокупности родившихся тем величинам, какие получились бы для соответствующих возрастов при условии смертности, свойственной данному периоду, что и достигается при построении таблиц из совокупностей умерших и живущих. Вероятность умереть в пределах возраста от x до $x+1$ для новорожденного равняется произведению из вероятности для него дожить до возраста x на вероятность для x-летнего умереть ранее достижения возраста $x+1$, т. е. $d'l_x \cdot q'_x$. Получаемая при построении таблиц путем комбинации умерших с родившимися величина d_x также равняется l_x, помноженной на q'_x, но здесь l_x в противоположность l'_x означает вероятность дожить до возраста x не при условиях смертности взятого периода, а при усло-

[1] См. В. Борткевич. Смертность и долговечность мужского православного населения Европейской России. Приложение к LXIII т. Записок Академии наук, № 8, СПб., 1890.

[1] В. И. Борткевич. Указанная книга, стр. 78—82.

виях смертности за предыдущее время, — смертности, по предположению, более высокой. Следовательно,

$$l_x < l_x'.$$

Таким образом,

$$d_x' = l_x' \cdot q_x' \quad \text{и} \quad d_x = l_x \cdot q_x'.$$

Отсюда следует,

$$\frac{d_x'}{d_x} = \frac{l_x'}{l_x} \quad \text{и} \quad d_x < d_x',$$

а так как $\Sigma d_x' = 100\,000$, то $\Sigma d_x < 100\,000$,
т. е. при условии понижения смертности во времени для величин d_0, d_1, d_2 должны получаться меньшие значения, чем те, которые получились бы в таблице доживающих, поставленных в условия смертности, свойственной данному периоду времени.

Практически Борткевич из-за отсутствия конкретных данных об эмиграции и изменениях смертности во времени не нашел возможным вносить какие-либо соответственные поправки в полученные таблицы и поступил, исходя из предпосылки, что неравенство $\Sigma d < 100\,000$ обусловливается исключительно неполнотой сведений об умерших, таким образом, что распределил недостающие для мужского пола 100 000—94 970 = 5030 и для женского пола 100 000—97 303 = 2697 на все возрасты пропорционально величинам d_x, т. е. определил новые значения d''_x из формулы

$$d_x'' = \frac{d_x}{\Sigma d_x},$$

которая удовлетворяет условию $\Sigma d''_x = 100\,000$.

При построении нами таблиц из совокупностей родившихся и умерших для периода 1896—1897 гг. и 1907—1910 гг. также получилось неравенство $\Sigma d < 100\,000$, причем расхождение оказалось гораздо большим, чем в таблице Борткевича для периода 1874—1883 гг.
Так, Σd равнялось:

	Мужской пол	Женский пол
1896—1897 гг.	85 506	87 116
1907—1910 гг.	86 681	85 195

Сводить при таких условиях причину неравенства $\Sigma d < 100\,000$ исключительно к неполноте данных об умерших и допускать, что неполнота эта с течением времени увеличивалась, не представлялось возможным, и в данном случае было бы неправильно, следуя Борткевичу, распределять недостающие величины по всем возрастам. Вряд ли подлежит сомнению, что полученное расхождение обусловливается в первую очередь изменением смертности во времени и усилившейся с конца XIX в. эмиграцией из Европейской России за границу, и в особенности переселениями в Азиатскую Россию. Следует далее помнить, что указанные таблицы построены только для православного населения, ввиду чего под характер миграций подходят и значительно участившиеся во второй половине XIX в. случаи отхода от православия и перехода в другие вероисповедания. Насильственно обращенные в 30-х и 40-х годах прошлого века в православие униаты, а также большие массы эстонцев и латышей лютеранского исповедания в прибалтийских губерниях первоначально записывали родившихся в православные метрики, в дальнейшем же эти родившиеся отходили от православия и как умершие в православные метрики не заносились.

Существенную роль в полученных значительных расхождениях играет далее и непосредственно предшествовавшая периоду, для которого строились таблицы, громадная холерная эпидемия 1892—1895 гг., при которой в Европейской России умерло свыше 30 000. При этом холера поражает преимущественно рабочие и полурабочие возрастные группы, дети же заболевают холерой сравнительно редко. В Петербурге, например, за холерную эпидемию 1908—1910 гг. из общего числа 8816 умерших от холеры только около 9% приходилось на возрасты моложе 15 лет.

Ввиду изложенного представлялось более правильным недостающие в таблице 1896—1897 гг. числа 14 494 и 12 884 и недостающие в таблице 1907—1910 гг. 13 319 и 14 805 распределить пропорционально полученным величинам d_x не на все возрасты, но лишь начиная с 15-летнего возраста.

В целях некоторой проверки, насколько исправленные таким образом таблицы лучше отражают смертность данного периода, чем при распределении недостающих

величин на все возрасты, для периода 1896—1897 гг. была дополнительно построена таблица смертности православного населения Европейской России обычным косвенным способом по данным переписи 1896 г. и данным об умерших за 1896 и1897 гг. Ниже приводятся сопоставления отдельных табличных функций, согласно этой последней таблице и согласно таблицам для умерших в 1896—1897 гг., построенным из совокупностей родившихся и умерших, при распределении недостающих до 100 000 чисел пропорционально величинам d_x на все возрасты (1-й вариант) и на возрасты выше 15 лет (2-й вариант) (см. табл. 4).

Из приведенных сопоставлений видно, что величины l_x для всех возрастов и величины q_x и e^0_x для детских возрастов во 2-м варианте ближе, чем в 1-м варианте, соответствуют величинам, характеризующим смертность периода 1896—1897 гг. по таблице из совокупностей живущих и умерших, и, очевидно, характеризуют смертность этого периода ближе к действительной. Вместе с тем величины q_x и e^0_x, начиная с возраста 15—20 лет, в обоих вариантах почти одинаковы ввиду малости значений d_x для этих возрастов по сравнению с величинами для детских возрастов, особенно для возраста до одного года. Наряду с этим величины q_x и e^0_x для возрастов свыше 15—20 лет в обоих вариантах показывают преувеличенную смертность по сравнению с таблицей из совокупностей живущих и умерших. Объясняется это сущностью метода построения таблиц из совокупностей родившихся и умерших, могущего правильно охарактеризовать смертность данного периода только при условии неизменности порядка вымирания и отсутствия эмиграции — условий, на практике почти не встречающихся.

Для приближенного рассмотрения эволюции смертности правильнее, во всяком случае, основываться на 2-м варианте, хотя таблица Борткевича и основана на 1-м варианте. Это допустимо и потому, что величины недостающих до 100 000 чисел в таблице Борткевича для периода 1874—1883 гг. намного меньше (почти в 3 раза), чем в таблицах, построенных для периодов 1896—1897 гг. и 1907—1910 гг., благодаря чему и различия 1-го и 2-го варианта в таблицах Борткевича должны быть гораздо меньшими, чем в таблицах для последующих периодов времени.

Таблица 4. 1896—1897 гг. (ПРАВОСЛАВНОЕ НАСЕЛЕНИЕ ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ)

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	по таблице из совокупностей живущих и умерших	из совокупностей родившихся и умерших		по таблице из совокупностей живущих и умерших	из совокупностей родившихся и умерших	
		1-й вариант	2-й вариант		1-й вариант	2-й вариант
	Числа доживающих l_x					
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	69 697	64 573	69 708	73 472	69 565	73 485
5	55 407	48 071	55 598	58 837	52 967	59 026
10	51 700	44 229	52 314	55 101	49 005	55 554
15	50 225	42 655	50 944	53 585	47 284	54 052
20	48 817	41 130	49 148	51 925	45 469	52 002
30	45 166	37 582	44 910	47 803	41 322	47 256
40	41 026	33 732	40 310	43 188	36 932	42 235
50	35 297	28 556	34 122	37 731	31 946	36 532
60	27 287	21 814	26 067	29 664	24 916	28 491
70	16 908	12 813	15 311	18 159	14 329	16 384
	Средняя продолжительность жизни e^0_x					
0	30,77	25,47	30,07	32,88	28,17	31,90
1	43,01	38,21	41,99	43,63	39,30	42,29
5	49,76	46,87	48,31	50,15	47,19	48,33
10	48,18	45,77	46,22	48,42	45,85	46,23
15	44,53	42,37	42,40	44,72	42,44	42,45
20	40,74	38,85	38,85	41,07	39,03	39,02
30	33,62	32,04	32,04	34,17	32,43	32,43
40	26,49	25,10	25,10	27,27	25,68	25,68
50	19,93	18,71	18,71	20,46	18,89	18,89
60	14,23	12,86	12,86	14,55	12,69	12,69
70	9,80	8,30	8,31	10,52	8,26	8,25
	Вероятности смерти 1 000 q_x					
0	303,03	354,27	302,92	265,28	304,35	265,14
1	100,35	124,87	98,90	95,28	114,11	94,10
5	19,83	27,06	20,02	19,17	25,94	20,06
10	7,27	8,91	6,42	6,72	8,26	6,16
15	5,01	6,33	5,71	5,38	7,00	6,40
20	6,69	8,19	8,20	7,19	8,56	8,58
30	8,31	9,53	9,53	9,01	10,29	10,28
40	11,96	13,67	13,69	11,56	12,92	12,93
50	19,30	20,49	20,49	16,96	17,53	17,52
60	34,76	37,41	37,40	34,95	37,29	37,27
70	67,48	73,91	73,80	67,58	78,16	78,13

Таблица 5. 50 ГУБЕРНИЙ ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ (ПРАВОСЛАВНОЕ НАСЕЛЕНИЕ)

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.
	Числа доживающих l_x					
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	67 277	69 708	72 440	71 674	73 486	75 690
5	50 735	55 598	58 913	55 328	59 026	62 126
10	46 772	52 314	55 738	51 412	55 554	58 844
15	45 222	50 944	54 344	49 860	54 052	57 333
20	43 706	49 148	52 433	48 249	52 002	55 084
30	39 974	44 910	47 948	44 235	47 256	50 001
40	35 681	40 310	42 796	39 492	42 235	44 634
50	29 688	34 122	35 971	33 459	36 532	38 642
60	21 343	26 067	26 947	24 136	28 491	30 258
70	11 061	15 311	16 070	12 124	16 384	18 350
	Средняя продолжительность жизни e^0_x					
0	26,31	30,07	31,90	29,05	31,90	33,98
1	37,94	41,99	42,91	39,39	42,29	43,78
5	45,86	48,31	48,46	46,62	48,33	49,04
10	44,59	46,22	46,11	45,03	46,23	46,67
15	41,04	42,40	42,23	41,36	42,45	42,83
20	37,37	38,85	38,67	37,65	39,02	39,47
30	30,39	32,04	31,82	30,60	32,43	32,98
40	23,41	25,10	25,02	23,65	25,68	26,32
50	17,08	18,71	18,78	16,97	18,89	19,62
60	11,67	12,86	13,32	11,42	12,69	13,56
70	7,92	8,31	8,89	7,84	8,25	9,00
	Вероятности смерти 1 000 q_x					
0	327,23	302,92	275,60	283,26	265,14	243,10
1	115,77	98,90	92,30	106,04	94,10	87,13
5	26,96	20,02	17,19	24,76	20,06	16,97
10	8,10	6,42	5,94	7,02	6,16	5,69
15	6,08	5,71	5,94	6,04	6,40	6,63
20	7,87	8,20	8,26	7,38	8,58	8,93
30	9,58	9,53	9,59	9,81	10,28	10,22
40	14,43	13,69	14,51	13,50	12,93	13,11
50	23,55	20,49	22,07	21,79	17,52	17,52
60	47,70	37,40	37,74	49,10	37,27	34,73
70	83,54	73,80	69,64	88,34	78,13	69,59

Продолжение табл. 5.

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.
	Вероятности смерти в течение ближайших n лет для доживших до возраста x. 1 000 $_nq_x$					
0	327,23	302,92	275,60	283,26	265,14	243,10
1	215,88	202,42	186,73	228,06	196,77	179,20
5	78,11	59,07	53,89	70,78	58,22	52,83
10	33,14	26,19	25,01	30,19	27,04	25,68
15	33,52	35,25	35,16	32,31	37,93	39,23
20	85,39	86,23	85,54	83,19	91,27	92,28
30	107,39	102,43	107,45	107,22	106,25	107,34
40	167,96	153,51	159,48	152,77	135,03	134,25
50	281,09	236,06	250,87	278,64	220,11	216,97
60	481,75	412,63	403,64	497,68	424,94	393,55
70	696,86	670,43	635,72	701,50	676,03	629,81

Понижение смертности за взятые периоды времени происходило медленным темпом, причем это понижение с 1874—1883 гг. к 1896—1897 гг. было более выражено, чем с 1896—1897 гг. к 1907—1910 гг. Вместе с тем падение смертности отмечалось преимущественно в детских возрастных группах. В рабочем возрасте в первом периоде также отмечается небольшое понижение, во втором же периоде смертность мужчин несколько повысилась, смертность же женщин, хотя и понизилась, но в очень небольшой степени.

Коэффициенты смертности стационарного населения (обратные величины средней продолжительности жизни) изменялись следующим образом (см. табл. 6):

Таблица 6

Возраст	Мужской пол			Женский пол		
	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 г.	1874—1883 гг.	1896—1897 гг.	1907—1910 гг.
0	38,01	33,25	31,35	34,42	31,35	29,43
20	26,76	25,74	25,86	26,56	25,63	25,33
30	32,91	31,21	31,42	32,68	30,83	30,32
40	42,71	39,84	39,96	42,28	38,94	37,99

Таким образом, смертность в дореволюционные годы хотя и понижалась, но в общем достаточно медленно. Гораздо интенсивнее понизилась смертность в 1926—1927 гг. (по сравнению с периодом 1896—1897 гг.), как это видно из нижеприводимых сопоставлений табличных функций для европейской части СССР за 1926—1927 гг. и для населения Европейской России в аналогичных границах за 1896—1897 гг. (см. табл. 7).

Приведенные сопоставления указывают на весьма значительное понижение смертности и повышение средней продолжительности жизни в 1926—1927 гг. по сравнению с 1896—1897 гг. Понижение смертности для обоих полов особенно выражено в детском возрасте до 15 лет; в ра-

Таблица 7. ЕВРОПЕЙСКАЯ ЧАСТЬ СССР

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
	Число доживающих l_x			
0	100 000	100 000	100 000	100 000
1	70 582	79 893	74 200	82 786
5	56 171	69 714	59 535	72 917
10	52 572	67 257	55 774	70 521
15	51 140	66 328	54 222	69 569
20	49 727	65 008	52 637	68 293
30	46 139	61 160	48 616	64 632
40	41 932	56 737	44 019	60 500
50	36 303	50 151	38 609	55 763
60	28 398	40 297	30 668	48 922
70	17 403	26 841	18 673	36 635
80	6 787	11 553	7 323	18 592
	Средняя продолжительность жизни e^0_x			
0	31,43	41,93	33,36	46,79
1	43,39	51,40	43,83	55,46
5	50,19	54,72	50,30	58,79
10	48,49	51,65	48,56	55,72
15	44,79	47,34	44,88	51,45
20	40,98	43,24	41,16	47,36
30	33,78	35,65	34,14	39,75
40	26,61	28,02	27,17	32,12
50	19,94	20,99	20,26	24,41
60	14,04	14,85	14,11	17,07
70	9,58	9,65	9,77	10,96
80	7,25	6,05	7,69	6,77

Продолжение табл. 7

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
	Вероятности смерти 1 000 q_x			
0	294,18	201,02	258,00	172,14
1	98,99	66,70	93,59	60,97
5	20,84	10,91	20,79	10,49
10	6,99	3,22	6,62	2,92
15	4,76	3,16	5,31	3,20
20	6,91	5,40	7,03	4,74
30	8,28	6,39	8,94	6,00
40	11,27	9,34	11,39	7,26
50	19,00	16,57	16,29	9,42
60	32,21	27,87	32,00	18,34
70	68,85	59,68	69,93	45,76
80	109,72	113,11	105,20	90,46
	Вероятности смерти в течение ближайших n лет для доживших до возраста x. 1 000 ${}_nq_x$			
0	294,18	201,02	258,00	172,14
1	204,17	127,46	197,64	119,21
5	64,07	35,24	63,17	32,86
10	27,24	13,81	27,83	13,50
15	27,63	19,90	29,23	18,34
20	72,15	59,19	76,39	53,61
30	90,10	72,32	94,56	63,93
40	135,27	116,08	122,90	78,30
50	217,75	196,49	205,68	122,68
60	387,18	333,92	391,12	251,15
70	610,01	569,58	607,83	492,51
80	740,39	806,72	713,64	768,83

бочем возрасте смертность женщин понизилась в значительно большей степени, чем мужская смертность. Если принять величины e^0_x и ${}_nq_x$ для отдельных возрастов в 1896—1897 гг. =100, то для 1926—1927 гг. они составляют (см. табл. 8).

Хотя в связи с указанным выше некоторым недоучетом умерших, особенно женщин рабочего и старческого возраста, построенные таблицы смертности 1926—1927 гг. несколько приуменьшают действительную смертность, значительное ее понижение не подлежит сомнению, равно как и более интенсивное падение смертности женского

Таблица 8

Возраст	e^0_x		$_nq_x$	
	мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол
0	133	140	68	67
1	118	127	62	60
5	109	117	55	52
10	107	115	51	49
15	106	115	72	63
20	106	115	82	70
30	106	116	80	68
40	105	118	86	64
50	105	120	90	60
60	106	121	86	64
70	101	112	93	81

населения, чем мужского. Это последнее обстоятельство находит свое объяснение в тех ослабляющих организм тягостях и потрясениях, которые выпали на долю мужского населения за годы империалистической и гражданской войны; понижению жизнестойкости мужского населения способствовала и громадная сыпнотифозная эпидемия 1918—1921 гг., когда сыпным тифом переболело много миллионов преимущественно мужского населения, в связи с гораздо более высокой их заболеваемостью по сравнению с женщинами.

Благодаря более интенсивному понижению женской смертности в рабочем возрасте изменились соотношения величин повозрастной смертности мужчин и женщин: в 1896—1897 гг. смертность женщин была в молодом рабочем возрасте выше мужской смертности, а в 1926—1927 гг. мужская смертность представляется более высокой во всех возрастных группах.

Коэффициенты смертности стационарного населения европейской части СССР составляют:

	Мужской пол	Женский пол
1896—1897 гг.	31,82	29,98
1926—1927 гг.	23,85	21,37

Экономическое значение понижения смертности хорошо характеризуется величинами отсроченной временной

средней продолжительности жизни новорожденных в рабочем и полурабочих возрастах, т. е. величинами средней продолжительности жизни в данном возрастном промежутке для доживших до нижней границы этого промежутка при условиях повозрастной смертности, свойственной данному периоду времени (см. табл. 9).

Таблица 9. ОТСРОЧЕННАЯ ВРЕМЕННАЯ СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ НОВОРОЖДЕННОГО В ЕВРОПЕЙСКОЙ ЧАСТИ СССР

В возрасте	Мужской пол		Женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
15—19 лет . .	2,52	3,29	2,67	3,45
20—59 . . .	16,39	22,13	17,34	23,99
60—69 . . .	2,32	3,39	2,50	4,34

Величины отсроченной временной средней жизни определяются по формуле

$$_{(n)t}e^0_0 = \frac{l_n}{l_0}\left(e^0_n - \frac{l_t}{l_n}\cdot e^0_t\right),$$

где $_{(n)t}e^0_0$ означает отсроченную временную среднюю жизнь для новорожденного с возраста n до возраста t; l_0 — число родившихся по таблице смертности; l_n и l_t — числа доживающих до возрастов n и t; e^0_n и e^0_t — среднюю продолжительность жизни в возрастах n и t.

или

$$_{(n)t}e^0_0 = \frac{l_n}{l_0}\left(\frac{T_n}{l_n} - \frac{l_t}{l_n}\cdot\frac{T_t}{l_t}\right) = \frac{l_nT_n}{l_0l_n} - \frac{l_tl_nT_t}{l_nl_tl_0} = \frac{T_n - T_t}{l_0}.$$

Если принять год жизни в полурабочем возрасте 15—19 лет и 60—69 лет равным $^1/_2$ года жизни в рабочем возрасте 20—59 лет и сложить приведенные величины, то получаются числа выражающие количество рабочих лет, приходящихся на одного новорожденного при данных условиях повозрастной смертности.

Таблица 10. ЧИСЛО РАБОЧИХ ЛЕТ, ОЖИДАЕМЫХ В СРЕДНЕМ ОТ ОДНОГО НОВОРОЖДЕННОГО В ЕВРОПЕЙСКОЙ ЧАСТИ СССР

	Мужской пол	Женский пол
1896—1897 гг. . . .	18,81	19,93
1926—1927 гг. . . .	25,47	27,89

Приведенное сопоставление наглядно выявляет экономическую выгоду понижения смертности. Благодаря этому понижению ожидаемая продолжительность жизни в рабочем возрасте в СССР возросла в 1926—1927 гг. более чем на 7 лет по сравнению с дореволюционным временем.

В связи с понижением смертность в СССР хотя и является повышенной по сравнению с главнейшими западноевропейскими странами, но различия в настоящее время не столь значительны, чем в дореволюционное время, как видно из приводимых сопоставлений табличных функций по новейшим послевоенным таблицам смертности для Англии, Германии и Франции (см. табл. 11).

По сравнению с приведенными иностранными государствами смертность в СССР особенно высока в детском возрасте до 15 лет; в рабочем возрасте различия значительно сглаживаются, причем в сравнении с Францией смертность в возрастах 15—25 лет для обоих полов и во всех возрастных группах старше 50 лет для женского пола в СССР ниже французской. При этом, однако, следует иметь в виду вероятный недоучет умерших женского пола этого возраста в СССР.

Вообще же понижение смертности в СССР по своему темпу значительно опередило понижение во Франции. По таблице смертности 1898—1903 гг. средняя продолжительность жизни составляла для мужского пола 45, 74 года и для женского пола 49, 13 и по таблице 1920—1923 гг. для мужского пола 52,17 и для женского пола 55, 86, т. е. понижение составляет 6,43 и 6,73, тогда как в СССР соответствующие разности равняются 10,50 и 13,43.

Таблица 11. ЕВРОПЕЙСКАЯ ЧАСТЬ СССР И ДРУГИЕ СТРАНЫ

Возраст	Мужской пол				Женский пол			
	европейская часть СССР, 1923—1927 гг.	Англия и Уэльс, 1920—1922 гг.	Германия, 1924—1926 гг.	Франция, 1920—1923 гг.	европейская часть СССР, 1926—1927 гг.	Англия и Уэльс, 1920—1922 гг.	Германия, 1924—1926 гг.	Франция, 1920—1923 гг.
	Числа доживающих l_x							
0	100 000	100 000	100000	100000	100 000	100000	100000	100000
1	79 898	91 004	88 462	89 177	82 786	93 058	90 608	91 179
5	69 714	86 955	85 855	85 658	72 917	89 182	88 169	87 745
10	67 257	85 693	85 070	84 496	70 521	87 909	87 452	86 278
15	66 328	84 915	84 469	83 650	69 569	87 067	86 877	85 278
20	65 008	83 748	83 268	81 923	68 293	85 938	85 808	83 412
30	61 160	80 549	79 726	76 736	64 632	83 019	82 597	78 724
40	56 737	76 294	76 313	71 248	60 500	79 381	78 917	73 876
50	50 151	69 916	71 006	63 839	55 763	74 246	73 943	68 693
60	40 297	58 804	60 883	52 122	48 922	65 202	65 076	59 192
70	26 841	39 526	41 906	34 355	36 635	48 401	47 255	43 347
80	11 553	15 035	16 066	11 950	18 592	22 295	19 711	18 163
	Средняя продолжительность жизни e^0_x							
0	41,93	55,62	55,97	52,19	46,79	59,58	58,82	55,87
1	51,40	60,07	62,24	57,47	55,46	62,99	63,89	60,23
5	54,72	58,81	60,09	55,13	58,79	61,67	61,62	58,53
10	51,65	54,64	55,63	51,51	55,72	57,53	57,11	54,49
15	47,34	50,12	51,00	47,00	51,45	53,06	52,47	50,10
20	43,24	45,78	46,70	42,93	47,36	48,73	48,09	46,16
30	35,65	37,40	38,56	35,50	39,75	40,26	39,76	38,61
40	28,02	29,19	30,05	27,84	32,12	31,86	31,37	30,82
50	20,99	21,36	21,89	20,45	24,41	23,69	23,12	22,99
60	14,85	14,36	14,60	13,84	17,07	16,22	15,51	15,63
70	9,65	8,75	8,74	8,25	10,96	9,95	9,27	9,33
80	6,05	4,93	4,77	4,33	6,77	5,56	5,06	5,04
	Вероятность смерти 1 000 q_x							
0	201,02	89,96	115,33	108,23	172,14	69,42	93,92	88,21
1	66,70	23,39	16,19	20,70	60,97	21,37	14,93	19,18
5	10,91	4,17	2,42	3,48	10,49	4,24	2,19	3,78
10	3,22	1,81	1,42	1,91	2,92	1,80	1,20	2,14
15	3,16	2,18	1,94	2,72	3,20	2,27	1,81	3,55
20	5,40	3,49	4,27	6,39	4,74	3,06	3,32	5,19
30	6,39	4,34	4,05	6,60	6,00	3,92	4,14	5,90
40	9,34	6,88	5,35	8,98	7,26	5,32	5,31	6,74
50	16,57	11,79	10,30	14,30	9,42	9,15	8,86	10,37
60	27,87	25,61	23,62	28,31	18,34	18,97	19,47	19,89
70	59,68	59,97	58,08	65,12	45,76	46,46	51,98	50,94
80	113,11	140,02	141,96	169,07	90,46	117,65	133,71	134,24

Продолжение табл. 11.

Возраст	Мужской пол				Женский пол			
	европейская часть СССР, 1926–1927 гг.	Англия и Уэльс, 1920–1922 гг.	Германия, 1924–1926 гг.	Франция, 1920–1923 гг.	европейская часть СССР, 1926–1927 гг.	Англия и Уэльс, 1920–1922 гг.	Германия, 1924–1926 гг.	Франция, 1920–1923 гг.
Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x. 1 000 $_nq_x$								
0	201,02	89,96	115,38	108,23	172,14	69,42	93,92	88,21
1	127,46	44,49	29,47	39,46	119,21	41,65	26,92	37,66
5	35,24	14,51	9,14	13,57	32,86	14,27	8,13	16,72
10	13,81	9,08	7,06	10,01	13,50	9,58	6,58	11,59
15	19,90	13,74	14,22	20,65	18,34	12,97	12,30	21,88
20	59,19	38,20	42,54	63,32	53,61	37,97	37,42	56,20
30	72,32	52,82	42,71	71,52	63,93	43,82	44,55	61,58
40	116,08	83,60	69,54	103,99	78,30	64,63	63,03	78,28
50	196,49	158,93	142,67	183,54	122,68	121,81	119,92	130,72
60	333,92	327,83	311,70	340,87	251,15	257,68	273,85	267,69
70	569,58	619,62	616,62	652,16	492,51	539,37	582,88	580,99
80	803,72	886,27	900,47	926,53	768,83	845,39	880,47	888,90

Суммарно, в виде коэффициентов смертности стационарного населения, смертность в СССР в сравнении с другими странами представляется в следующем виде:

	Мужской пол	Женский пол
Европейская часть СССР (1926—1927 гг.)	23,85	21,37
Франция (1920—1923 гг.)	19,16	17,90
Германия (1924—1926 гг.)	17,87	17,00
Англия и Уэльс (1920—1923 гг.)	17,98	16,78

Выше были приведены сопоставления, относящиеся к европейской части СССР в целом и свидетельствующие о значительном понижении смертности в 1926—1927 гг. Для сравнительной характеристики изменений смертности для 36 крупных городов европейской части РСФСР и Белоруссии за 1896—1897 гг. и 1926—1927 гг. и для населения той же территории без населения этих городов за те же годы. Эти последние таблицы можно считать в достаточной мере характеризующими смертность сельского населения указанной территории.

Смертность городского населения понизилась в сравнении с дореволюционными годами в большей степени, чем смертность сельского населения: исключение составляют возрасты 10—19 лет для обоих полов, здесь понижение смертности несколько более выражено для сельского населения, чем для городского. Для сельского женского населения в возрасте 50 и 70 лет также отмечается более интенсивное понижение, чем для одновозрастного городского, но здесь следует иметь в виду вероятный недоучет умерших женщин этого возраста в сельских местностях в настоящее время (см. табл. 12).

Если принять величины e^0_x и $_nq_x$ за период 1896—1897 гг. =100, то соответствующие величины для периода 1926—1927 гг. будут следующими (см. табл. 13).

Вероятности смерти ($_nq_x$) в течение n лет для доживших до возраста x в 1926—1927 гг., принимая $_nq_x$ для 1896—1897 гг.=100, составляют (см. табл. 14).

Коэффициенты смертности стационарного населения для городского и сельского населения за взятые периоды времени выражаются следующими величинами (см. табл. 15).

Соотношения величин городской и сельской повозрастной смертности в 1926—1927 гг. представляют в общем обычные для этих групп населения различия: значительно повышенную в городах смертность мужчин рабочего и молодого рабочего возраста и небольшие сравнительно с различиями мужской смертности различия в смертности женщин рабочего возраста при несколько повышенной сельской женской смертности в молодом рабочем возрасте и при повышенной городской смертности в пожилом рабочем возрасте после 30—40 лет. Как и раньше, смертность детей обоего пола в возрасте 1—10 лет в городах ниже, чем в сельских местностях. Существенные отличия от прежних соотношений отмечаются для смертности грудных детей в возрасте моложе 1 года. В противоположность наблюдавшейся прежде несколько более высокой детской смертности в городах, чем в сельских местностях, в настоящее время смертность грудных детей в городах значительно ниже, чем в сельских местностях.

Приведенные соотношения повозрастной городской и сельской смертности основаны на табличных функциях таблиц смертности населения 36 бывших губернских и более крупных городов европейской части РСФСР и Белоруссии и таблицах той же территории за вычетом на-

Таблица 12. ГОРОДСКОЕ И СЕЛЬСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ ЕВРОПЕЙСКОЙ ЧАСТИ РСФСР И БЕЛОРУССИИ

Возраст	Городское население				Сельское население			
	мужской пол		женский пол		мужской пол		женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
Число доживающих l_x								
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	67 376	82 324	70 771	84 624	67 835	78 245	71 642	81 249
5	53 785	72 895	57 029	75 752	52 913	67 937	56 342	71 268
10	50 509	70 976	53 624	73 972	49 290	65 617	52 550	69 015
15	49 139	69 855	52 330	73 042	47 982	64 670	51 127	68 080
20	47 726	68 427	51 000	71 876	46 737	63 546	49 698	66 948
30	43 863	64 240	47 228	68 563	43 422	59 840	45 953	63 420
40	37 987	58 562	42 593	64 535	39 580	55 424	41 625	59 357
50	30 100	49 254	36 976	59 100	34 303	48 891	36 603	54 677
60	20 562	35 536	29 547	50 454	26 881	39 212	29 268	48 124
70	10 555	19 479	18 921	37 039	16 511	26 072	18 044	36 155
80	3 119	7 050	7 739	18 985	6 477	11 168	7 216	18 197
Средняя продолжительность жизни e^0_x								
0	27,62	41,43	32,24	49,13	29,66	40,91	31,66	45,97
1	39,84	49,26	44,42	56,99	42,56	51,20	43,05	55,51
5	45,61	51,49	50,83	54,53	50,19	54,78	50,38	59,11
10	43,43	47,82	48,92	55,92	48,74	51,65	48,88	55,97
15	39,58	43,55	45,08	51,60	45,01	47,37	45,18	51,71
20	35,67	39,40	41,18	47,39	41,14	43,16	41,40	47,54
30	28,35	31,63	34,06	39,43	33,89	35,52	34,36	39,89
40	21,91	24,18	27,20	31,57	26,68	27,93	27,40	32,28
50	16,30	17,72	20,54	23,98	19,96	20,94	20,45	24,60
60	11,45	12,53	14,37	17,16	14,02	14,83	14,23	17,22
70	7,66	8,80	9,58	11,45	9,51	9,64	9,78	11,09
80	5,16	6,19	6,31	7,49	7,00	6,17	7,43	7,10
Вероятности смерти 1000 q_x								
0	326,24	176,76	292,29	153,76	321,65	217,55	283,58	187,51
1	109,80	69,84	104,38	62,78	107,53	70,25	102,05	63,99
5	18,57	7,42	18,17	6,95	22,62	10,54	22,42	10,11
10	6,83	3,55	6,43	2,81	7,07	3,63	6,73	3,20
15	5,08	3,41	4,43	2,68	4,46	2,73	5,03	2,80
20	6,96	5,26	6,32	3,97	6,66	5,02	6,88	4,55

Продолжение

Возраст	Городское население				Сельское население			
	мужской пол		женский пол		мужской пол		женский пол	
	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1627 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.
30	10,86	7,10	9,03	5,41	8,20	6,46	8,89	6,09
40	18,88	12,59	12,02	7,13	11,01	9,63	11,32	7,48
50	28,29	24,27	17,37	11,37	18,80	16,64	15,85	9,53
60	51,08	46,22	32,96	22,00	32,06	27,74	31,08	17,85
70	87,09	77,25	58,43	44,39	68,24	59,67	68,01	46,67
80	150,94	129,52	120,60	93,09	110,30	108,77	102,86	91,10
Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x. 1000_nq_x								
0	326,24	176,76	292,29	153,76	321,65	217,55	283,58	187,51
1	201,72	114,54	191,18	104,84	219,97	131,74	213,56	122,84
5	60,91	26,33	59,71	23,50	68,47	34,15	67,30	31,61
10	27,12	15,79	24,13	12,57	26,54	14,43	27,08	13,55
15	28,76	20,44	25,42	15,96	25,95	17,38	27,15	16,63
20	80,94	61,19	73,96	46,09	70,93	58,32	75,36	52,70
30	133,96	88,39	98,14	58,75	88,48	73,80	94,18	64,06
40	207,62	158,94	131,88	84,22	133,32	117,87	120,65	78,84
50	316,88	278,52	200,91	146,29	216,37	197,97	200,39	119,85
60	486,67	451,85	359,63	265,89	385,77	335,10	383,49	248,71
70	704,50	638,07	590,98	487,43	607,72	571,65	600,09	496,69
80	861,17	786,52	792,61	700,97	754,36	798,89	734,76	731,49

селения этих городов, — таблицах, отражающих преимущественно смертность сельского населения означенной территории.

Аналогичные соотношения повозрастной городской и сельской смертности наблюдаются и при рассмотрении табличных функций для городского и сельского населения европейской части всего Союза, при отнесении к городскому населению всех городов, городских поселений и рабочих поселков и других населенных пунктов, считавшихся городскими при переписи 1926 г. Ниже приводятся соответствующие сопоставления (см. табл. 16).

Таблицы смертности для отдельных республик и районов дают богатейший материал для всевозможных сопо-

Таблица 13. СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ e^0_x В 1926—1927 гг. ПРИНИМАЯ e^0_x для 1896—1897 гг.=100

Возраст	Городское население		Сельское население	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины
0	150	152	138	145
1	124	128	120	129
5	113	117	109	117
10	110	114	106	115
15	110	114	105	114
20	110	115	105	115
30	112	116	105	116
40	110	116	105	118
50	109	117	105	120
60	109	119	106	121
70	115	120	101	113

Таблица 14

Возраст	Городское население		Сельское население	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины
0	54	53	68	66
1	57	54	60	58
5	43	39	50	47
10	58	52	54	50
15	71	63	67	60
20	76	62	82	70
30	66	60	83	68
40	77	64	88	65
50	88	73	92	60
60	93	74	87	65
70	91	82	94	83

Таблица 15

	Городское население		Сельское население	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины
1896—1897 гг.	36,21	31,02	33,72	31,59
1926—1927 гг.	24,14	20,35	24,44	21,75

Таблица 16. ГОРОДСКОЕ И СЕЛЬСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ ЕВРОПЕЙСКОЙ ЧАСТИ СССР 1926—1927 гг.

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	городское население	сельское население	городское население	сельское население
	Числа доживающих l_x			
0	100 000	100 000	100 000	100 000
1	82 484	79 480	84 768	82 465
5	73 184	69 141	75 909	72 424
10	71 164	66 624	74 002	69 954
15	70 188	65 701	73 165	68 984
20	68 694	64 436	71 984	67 682
30	64 529	60 630	68 499	63 960
40	59 126	56 469	64 365	59 810
50	50 777	50 285	59 200	55 155
60	38 434	40 927	51 436	48 497
70	23 543	27 579	38 680	36 228
80	9 520	12 039	20 219	18 256
90	2 057	2 283	5 147	4 129
	Средняя продолжительность жизни e^0_x			
0	42,74	41,91	49,42	46,33
1	50,75	51,66	57,24	55,11
5	53,06	55,19	59,79	58,57
10	49,50	52,20	56,28	55,57
15	45,16	47,90	51,90	51,32
20	41,08	43,79	47,70	47,25
30	33,40	36,22	39,88	39,70
40	25,96	28,50	32,11	32,11
50	19,35	21,35	24,46	24,39
60	13,87	15,03	17,34	16,99
70	9,43	9,72	11,28	10,89
80	6,32	6,01	6,91	6,73
	Вероятности смерти 1 000 q_x			
0	175,16	205,20	152,32	175,35
1	67,67	66,54	61,49	60,89
5	8,13	11,36	7,89	10,95
10	2,93	3,27	2,37	3,01
15	3,39	3,12	2,70	3,28
20	5,43	5,31	4,15	4,86
30	7,20	6,19	5,56	6,13
40	11,42	8,84	7,14	7,28
50	20,87	15,55	10,14	9,26
60	37,22	26,92	19,17	18,17
70	65,19	58,21	42,79	46,18
80	114,81	112,46	93,20	90,11

Продолжение

Возраст	Мужской пол		Женский пол	
	городское население	сельское население	городское население	сельское население
	Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x. 1 000 $_nq_x$			
0	175,16	205,20	152,32	175,35
1	112,75	130,08	104,51	121,76
5	27,60	36,40	25,12	34,10
10	13,71	13,85	11,31	13,87
15	21,29	19,25	16,14	18,87
20	60,63	59,07	48,41	54,99
30	83,73	68,63	60,35	64,88
40	141,21	109,51	80,25	77,83
50	243,08	186,10	131,15	120,71
60	387,44	326,14	248,00	252,98
70	595,63	563,47	477,28	496,08
80	783,93	810,37	745,44	773,83

ставлений и сравнений и изучения смертности населения в зависимости от социально-экономических, культурно-бытовых, санитарных и иных условий жизни населения различных районов. Такое сопоставление должно явиться предметом отдельного исследования. Здесь приходится ограничиться суммарным сопоставлением коэффициентов смертности стационарного населения по таблицам смертности для отдельных районов (см. табл. 17).

Наиболее высокая смертность наблюдается в Северном районе, Вятском, Средневолжском, в Уральской области и в Сибирском крае. Низкая сравнительно смертность отмечается в Белорусской ССР, Украинской ССР и в Крымской АССР.

Как было указано выше, достаточно пригодные материалы для построения таблиц смертности в социально-классовом разрезе имелись только для г. Ленинграда. Основным требованием для получения удовлетворительных результатов при таких построениях является полная правильная и однообразная регистрация социального положения при переписи и при записях умерших. Ленинградские материалы в общем представляли в этом отношении пригодный материал для построения таблиц смертности для двух основных социальных групп — рабочих и служащих; в отношении же остальных групп («хозяев», иждивенцев государственных учреждений, безработных, несамодеятельных и т. п.) материалы были мало удовлетворительные. Препятствовали построению таблиц для этих групп и малые числа наблюдений; ввиду этого отдельные таблицы были построены только для рабочих (с выделением рабочих-металлистов), и служащих; все социальные группы были объединены под общей рубрикой «прочие». Ниже сопоставлены табличные функции из соответствующих таблиц смертности (см. табл. 18).

Таблица 17. КОЭФФИЦИЕНТЫ СМЕРТНОСТИ СТАЦИОНАРНОГО НАСЕЛЕНИЯ ПО ТАБЛИЦАМ СМЕРТНОСТИ ЗА 1926—1927 гг.

Наименование территории	Все население		Городское население		Сельское население	
	мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол
г. Ленинград	—	—	23,55	19,90	—	—
Ленинградо-Карельский район (без Ленинграда)	23,95	20,48	25,13	21,12	23,76	20,38
Северный район	27,61	23,55	27,92	22,47	27,47	23,64
г. Москва	—	—	21,98	18,85	—	—
Московско-Промышленный подрайон (без Москвы)	23,99	20,35	24,62	20,61	23,83	20,29
Рязано-Тульский подрайон	24,04	20,99	22,99	19,89	24,03	21,07
Западный район	23,27	20,66	22,22	19,33	23,32	20,79
Центрально-Черноземный район	23,61	21,77	22,16	19,59	23,70	21,98
Средне-Волжский район	26,65	23,99	27,30	23,47	26,50	24,00
Нижне-Волжский район	23,27	20,96	26,23	22,27	22,62	20,73
Вятский район	31,31	27,64	27,83	22,93	31,50	27,96
Уральская область	28,94	25,45	29,03	24,29	28,80	25,71
Башкирская АССР	23,32	22,10	29,33	24,41	22,68	21,83
Крымская АССР	20,86	18,90	—	—	—	—
Северо-Кавказский край	22,99	21,49	23,56	20,99	22,72	21,57
Европейская часть РСФСР	24,86	21,93	24,77	21,05	24,76	22,08
Украинская ССР	22,02	20,48	20,66	18,49	22,26	20,87
Белорусская ССР	19,70	18,28	19,51	17,90	19,75	18,29
Сибирский край	25,52	23,15	28,67	24,63	25,04	22,93

Таблица 18. СОЦИАЛЬНЫЕ ГРУППЫ ЛЕНИНГРАДА, 1926—1927 гг.

Возраст	Мужской			Женский пол		
	рабочие	служащие	прочие	рабочие	служащие	прочие
	Средняя продолжительность жизни e^0_x					
20	41,88	42,58	35,60	51,37	51,42	46,84
25	38,06	38,60	31,48	47,35	47,25	42,93
30	34,02	34,58	27,62	43,22	43,05	39,00
35	30,05	30,43	23,98	38,93	38,86	35,10
40	26,18	26,42	20,78	34,57	34,65	31,28
45	22,49	22,58	17,91	30,34	30,33	27,44
50	19,08	19,12	15,29	26,18	26,33	23,83
55	16,04	15,69	13,09	21,94	22,27	20,42
60	12,98	12,83	10,94	18,17	18,49	17,16
65	10,22	10,43	9,14	14,80	15,00	14,18
70	8,13	8,19	7,83	11,72	11,77	11,61
	Вероятность смерти 1000 q_x					
20	5,62	4,55	4,60	3,86	3,00	4,34
25	5,46	5,40	6,67	3,92	3,50	5,15
30	5,80	5,07	9,07	3,84	3,75	5,55
35	7,34	6,08	13,60	3,15	4,30	6,62
40	9,42	8,05	19,58	4,00	3,86	7,38
45	13,00	12,88	25,22	5,72	6,02	9,40
50	19,70	15,92	34,86	5,62	7,30	12,90
55	24,30	24,14	42,94	9,30	9,76	16,52
60	31,77	38,45	54,60	16,80	15,52	22,12
65	51,34	51,57	75,30	23,77	21,66	31,56
70	76,07	68,97	92,85	38,03	34,06	47,84
	Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x. 1000 $_nq_x$					
20	29,06	25,00	26,19	19,67	16,54	23,83
25	26,25	26,36	37,94	19,09	17,58	26,01
30	31,81	25,88	51,47	18,27	19,64	29,28
35	39,75	34,12	77,67	15,79	21,26	34,78
40	52,40	46,70	104,81	23,56	20,89	39,06
45	74,19	71,60	134,21	29,29	34,72	52,65
50	106,06	86,82	179,87	31,46	38,31	69,83
55	125,46	140,55	212,00	59,91	58,24	89,02
60	177,90	201,43	275,06	94,86	87,02	121,45
65	275,10	258,49	355,03	136,36	124,82	173,26
70	368,95	364,10	396,83	232,57	229,40	240,39

Таблица 19. СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ e^0_x

Возраст	Все рабочие мужского пола	Металлисты
	Средняя продолжительность жизни	
20	41,88	43,58
25	38,06	39,65
30	34,02	35,62
35	30,05	31,64
40	26,18	27,64
45	22,49	23,78
50	19,08	20,27
55	16,04	16,99
60	12,98	13,65
	Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x. 1000 $_nq_x$	
20	29,06	25,39
25	26,25	25,65
30	31,81	29,80
35	39,75	33,22
40	52,40	43,69
45	74,19	65,95
50	106,06	88,19
55	125,46	103,00
60	177,90	144,52

Смертность «прочих», как видно из таблицы, значительно выше смертности рабочих и служащих, что и понятно, так как в эту рубрику входят, кроме сравнительно малочисленных «хозяев», лиц свободных профессий, учащихся, и такие группы, как инвалиды, пенсионеры, безработные, различные деклассированные элементы и т. п. Смертность рабочих мужского пола в большинстве возрастных групп несколько выше смертности служащих; наоборот, смертность женщин-работниц в большинстве возрастных групп ниже смертности служащих-женщин.

Построенная отдельно таблица смертности для ленинградских металлистов (по профессиональному признаку; см. табл. 19) показывает пониженную среди них смертность сравнительно с рабочими вообще и служащими.

К ВОПРОСУ О РОЖДАЕМОСТИ В ЛЕНИНГРАДЕ[1]

(по материалам статистики абортов)

I

В прежней демографической литературе при характеристике элементов естественного движения населения обычно принято было ограничиваться приведением и сопоставлением трех основных показателей (коэффициентов): коэффициента рождаемости, смертности и брачности.

Изредка к этим коэффициентам присоединялся и коэффициент, характеризующий частоту разводов; однако сравнительная незначительность величины этого коэффициента, так же как и коэффициента мертворождений и некоторых других элементов, часто позволяла обходиться лишь тремя основными показателями.

Послевоенная[2] демографическая статистика, в особенности у нас в СССР, весьма убедительно показала, что в настоящее время указанные три коэффициента оказываются уже недостаточными, даже для общей суммарной характеристики естественного движения населения. Появились, или сделались статистически уловимыми, некоторые новые факторы. При этом эти новые факторы оказались столь значительными по величине, что вычисленные для них коэффициенты не только сравнялись, но в некоторых случаях и превзошли коэффициенты брачности, смертности и даже рождаемости.

Таким фактором у нас в СССР (по крайней мере в городском населении) явился, с одной стороны, развод, с другой — аборт. Достаточно указать, что в 1928 г. в Ленинграде число разводов на 1000 населения составило 11,5 т. е. коэффициент превзошел почти *в полтора раза* довоенный коэффициент брачности. Еще более ощутительным явилось в Ленинграде число абортов (свыше 30 на 1000 населения). Таким образом, в настоящее время ощущается настоятельная потребность в изучении новых и весьма крупных демографических факторов, один из которых — аборт — в настоящей работе мы и предполагаем рассмотреть несколько подробнее.

Рассмотрение погодных данных о всех вообще статистически зарегистрированных абортах (независимо от рода абортов и от источника получения статистических сведений) приводит к следующим результатам начиная с 1924 г., когда впервые было положено начало статистике абортов.

Число зарегистрированных абортов в Ленинграде в 1924 г. — 6692, в 1925 г. — 16598, в 1926 г. — 21646; в 1927 г. — 35523, в 1928 г. — 53562.

Первое впечатление, какое получается от рассмотрения приведенных данных, приводит к убеждению о чрезвычайно быстром росте аборта в Ленинграде. Нужно сразу же указать, что безоговорочное принятие такого заключения было бы ошибочным. Необходимо учитывать громадные различия, какими в отдельные годы сопровождалась статистическая регистрация самого явления. Различия в числе абортов за первые два года в очень значительной доле объясняются общей неналаженностью статистической регистрации даже среди так называемых «абортных комиссий».

Увеличение числа абортов в 1926 г. вызвано отчасти включением в сведения данных об абортах, произведенных помимо комиссий[1] в государственных стационарах (именно тех абортов, по каким в лечебных учреждениях

---

[1] Опубликовано в «Статистическом сборнике Ленинградского областного отдела здравоохранения за 1929 г.». Издание Ленинградского облстатотдела, 1929, стр. 58—83.

[2] После 1-й мировой войны.— *Прим. ред.*

[1] В эти годы в СССР при отделах здравоохранения местных Советов существовали специальные комиссии для выдачи разрешений на аборт.— *Прим. ред.*

были заполнены специальные карты-анкеты). В 1927 г. к указанным данным были присоединены и сведения об операциях прерывания беременности по частным лечебницам (при условии заполнения карт). Наконец, данные 1928 г., приведенные выше, получены в результате отчетов всех ленинградских стационаров о числе произведенных в них абортов независимо от заполнения или незаполнения карт-анкет.

Такого рода крайняя разнородность источников получения данных неизбежна в начале всякой большой статистической операции. Впоследствии, при получении за ряд лет однородных (в смысле источника) данных, можно будет с большей легкостью и уверенностью делать заключения о динамике самого явления. Указанная разнохарактерность статистических источников приводимых данных заставляет с крайней осторожностью относиться ко всякого рода выводам о росте аборта как явления. К указанным выше соображениям необходимо присоединить еще одно. Пусть даже приведенные данные изображают действительную динамику числа явно произведенных абортов. Полученная картина будет все-таки лишь картиной роста явных абортов, а не вообще абортов, и резкое увеличение показанных чисел в таблице может указывать отчасти и на переход аборта из скрытого в явное состояние.

Таблица 1.

	Оказано родовспоможений	Произведено абортов*	На 100 родовспоможений приходится абортов
1928 г.			
Январь — март	9 777	13 799	141,1
Апрель — июнь	8 958	13 021	145,4
Июль — сентябрь	8 870	12 466	140,5
Октябрь — декабрь	9 799	14 274	145,7
За год	37 404	53 560	143,2
1929 г.			
Январь — март	9 638	16 069	166,7

* Без учета домов заключения. В 2 случаях аборта, время производства не выяснено.

Следует полагать, что в своей главнейшей части переход этот совершился в самые первые годы после легализации аборта и последние годы (1926, 1927 и 1928), когда сведения о возможности легального, больничного, производства операции успели проникнуть в самые широкие массы населения, динамика роста числа явных абортов может в достаточно полной мере отразить и самый рост числа всех абортов.

С точки зрения динамики явления могут быть рассмотрены хотя бы поквартальные данные о работе стационарных учреждений Ленинграда в области родовспоможений и абортов за 1928 г. и начало 1929 г. (см. табл. 1).

Наиболее интересными являются данные сопоставления динамики числа абортов с динамикой чисел всех родившихся и родоразрешений. Приводим такое сопоставление для ряда лет.

Таблица 2. ЛЕНИНГРАД

Годы	Число родившихся живыми	Число мертворожденных	Число родоразрешений	Число абортов
1924	31 601	1 161	32 267	6 692
1925	38 402	1 317	39 212	16 598
1926	42 608	1 423	43 416	21 646
1927	40 219	1 246	40 953	35 523
1928	38 483	1 103	39 058	53 562
На 1000 населения в год				
1924	25,88	0,95	26,4	5,48
1925	27,84	0,95	28,4	12,04
1926	27,76	0,93	28,3	14,10
1927	24,72	0,77	25,2	21,83
1928	22,65	0,65	22,9	31,51

Достаточно взглянуть на приведенную выше таблицу, чтобы уяснить то значение, какое приобрели аборты в качестве статистически уловимого явления.

Коэффициент абортов не только стал в ряд с иными коэффициентами естественного движения населения: он превысил по своей величине остальные коэффициенты: брачности, смертности и даже рождаемости.

Последние два года (и еще более начинающийся 1929 г.) отмечены в Ленинграде заметным падением рож-

даемости. Более низкие коэффициенты рождаемости, чем в 1928 г., в Ленинграде наблюдались лишь в течение германской и гражданской войны — последний раз в 1920 г.

Как в довоенное время (с половины XIX столетия), так и в послевоенное время таких коэффициентов не наблюдалось. Вместе с тем нужно указать, что такое явление понижения рождаемости отнюдь не является особенностью Ленинграда. Так, например Москва, по-видимому, вступила на тот же путь. Уже в 1927 г. в Москве рождаемость составила 25,6, а в 1928 г. — 22,7 на 1000 населения.

Крупные западноевропейские центры шагнули еще далее по этому пути. Для сравнения приведем данные о рождаемости по ряду городов за 1927 и 1928 гг.

НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ РОДИЛОСЬ (ЖИВЫМИ) В ГОД

	1927 г.	1928 г.		1927 г.	1928 г.
Рим	27,7	22,6	Гамбург	12,2	12,8
Нью-Йорк	21,6	20,9	Осло	12,1	12,5
Варшава	19,2	19,2	Прага	11,6	12,2
Амстердам	18,8	18,2	Брюссель	11,5	12,0
Лондон	16,6	15,9	Стокгольм	11,2	10,8
Копенгаген	16,4	16,3	Вена	11,0	10,7
Будапешт	16,0	17,4	Берлин	9,9	9,8
Париж	15,6	15,0	Женева	8,9	8,7

По сравнению с довоенным периодом рождаемость в Берлине упала в два с половиной раза (1909—1913 гг. — 23,0). Заметим, что и целые страны обнаруживают в послевоенные годы весьма резкое понижение рождаемости. Приводим некоторые данные.

НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ РОДИЛОСЬ В ГОД

	1908—1913 г.	1926 г.	1927 г.
Германия	29,5	19,5	18,3
Англия	24,9	17,8	16,7
Швейцария	24,7	18,2	17,3
Швеция	24,4	16,9	16,1

По-видимому, однако, с наибольшей рельефностью это явление наблюдается в городском населении. По крайней мере у нас в СССР понижение рождаемости с определенностью можно отметить пока лишь в городах.

При этом в крупных городах (Ленинград, Москва, Саратов) это явление сказывается с наибольшей яркостью.

НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ РОДИЛОСЬ В ГОД (БЕЗ МЕРТВОРОЖДЕННЫХ)

РСФСР[1]	1925 г.	1926 г.	1927 г.	1928 г.
Городское население	36,1	35,0	33,0	
Сельское население	47,6	46,3	46,2	
Ленинград	27,8	27,8	24,7	22,6
Москва	31,6	29,8	25,8	12,7
Саратов	33,8	32,7	29,1	

Каковы же ближайшие причины такого понижения рождаемости в городах? По-видимому, нет сомнения в том, что здесь мы имеем дело с чисто волевым ограничением рождаемости. При этом пути, ведущие к этой цели, могут быть различными в разных странах. Заграничные статистические данные, в сущности, не дают никакого почти ответа на роль абортов в ограничении рождаемости.

Такое отсутствие статистических данных об абортах за границей находит свое естественное объяснение в том, что ни одна из крупных западноевропейских стран не вступила на путь легализации аборта, какой пройден в СССР. Однако некоторое косвенное представление о роли абортов в отдельных странах можно получить при сопоставлении изменения данных о смертности от септицемии — послеродовой и после аборта (в большей части стран раздельно не публикуемой).

Ниже приводится сравнительная таблица данных о довоенной и современной рождаемости параллельно с коэффициентом женской смертности от септицемии (puerperalis) (см. табл. 3).

Можно отметить весьма существенные различия в характере изменения данных по отдельным странам при сравнении с довоенным периодом. Франция, где падение рождаемости сказалось в наименьшей степени, дает понижение смертности от септицемии. На противоположном полюсе стоит Германия, где в связи с весьма резким падением рождаемости коэффициент смертности от септицемии возрос почти вдвое. Сильное увеличение смертности от септицемии отмечается также и в Швеции, где рождаемость упала особенно низко.

[1] «Статистическое обозрение», 1928, № 11. В. Песчанский. Основные показатели естественного движения населения европейской части РСФСР в 1927 г.

Таблица 3[1]

Страны		1908—1910 гг.	1923—1925 гг.
Франция	Коэффициент рождаемости на 1000 населения в год	19,7	18,9*
	Коэффициенты смертности от септицемии на 100 000 родившихся**	232,6	95,6
Бельгия	Коэффициент рождаемости	24,1	19,9
	Коэффициент смертности от септицемии	245,2	295,3
Англия	Коэффициент рождаемости	25,9	18,9
	Коэффициент смертности от септицемии	141,2	141,5
Швеция	Коэффициент рождаемости	25,3	18,8
	Коэффициент смертности от септицемии	81,9	116,0***
Германия	Коэффициент рождаемости	30,9	20,7
	Коэффициент смертности от септицемии	152,6	280,1

[1] Данные вычислены на основании «Apercu de la démographie des divers pays du monde». La Haye 1927 u «Statistique international du mouvement de la population». Paris, Vol. II, 1913.

* Коэффициенты смертности вычислены путем отнесения числа умерших детей к числу родившихся живыми, несмотря на то, что правильнее было бы относить к числу родоразрешений. Особых различий, однако, такое изменение не внесло бы. Между тем по некоторым странам мы не имеем в своем распоряжении данных о числе родоразрешений.

** 1925—1926 гг. (довоенная территория).

*** 1923 г.

Такое резкое повышение смертности от септицемии в некоторых странах едва ли можно объяснить наступлением каких-либо условий, значительно ухудшивших дело родовспоможения. Скорее можно высказать предположение, что такое увеличение обязано своим появлением росту числа абортов, притом абортов нелегальных, проводимых в ненадлежащих условиях.

О том, что коэффициенты смертности от септицемии в весьма сильной степени зависят от аборта, можно судить хотя бы по следующим данным, которые относятся к германским крупным городам (с населением 100 000 и более) (см. табл. 4).

Как легко можно видеть, послеабортная смертность дает до 70% всей смертности от родильной горячки и родильная горячка в собственном смысле играет значитель-

Таблица 4

Годы	Число родившихся	Умерло от родильной горячки			На 10 000 родившихся умерло от родильной горячки		
		после родов	после аборта	всего	после родов	после аборта	всего
1911	358 987	нет св.	нет св.	1 005	нет св.	нет св.	28,0
1912	365 534	нет св.	нет св.	957	нет св.	нет св.	26,2
1926*	240 350	311	656	967	12,9	27,3	40,2
1927*	235 746	283	587	870	12,0	24,9	36,9
1928*	244 102	233	570	803	9,5	23,4	32,9

* Данные за послевоенные годы относятся к постоянному населению. За 1928 г. данные предварительные, возможно не совсем полные. Источники: Reichs—Gesundheits blatt. Statistische Sonderbeilage zur № 47, 1928 und № 4, 1929.

но более скромную роль в крупных германских городах. Отсюда, естественно, рождается предположение о возможности связи между ростом числа смертных случаев от септицемии и ростом числа абортов.

Резкий рост абортов мог за собою повлечь как уменьшение коэффициента рождаемости, так и одновременное увеличение коэффициента смертности от септицемии. Во Франции, где рождаемость почти не упала, нет и повышения смертности от септицемии[1]. Нельзя, конечно, предполагать, что рост числа абортов является единственным фактором понижения рождаемости; несомненно, применение противозачаточных мероприятий имеет кое-где не меньшее значение. Так, например, в Англии при весьма значительном падении рождаемости смертность от септицемии почти не обнаруживает роста. Вероятнее всего, что в Англии доминирующую роль играет эта вторая причина: общеизвестно все расширяющееся распространение в Англии консультаций «по регулированию деторождений». Тем не менее в некоторых странах (Германия, Швеция) можно предполагать и значительный рост числа абортов.

[1] Следует оговориться, что данные французской статистики причин смерти являются не слишком надежными, в силу наличия весьма большого количества «неизвестных причин смерти», процент коих еще увеличился в последнее время. Однако заключение об отсутствии повышения смертности от септицемии все же позволительно сделать.

В наших, ленинградских, условиях, надо полагать, основная роль в деле уменьшения рождаемости остается за абортом. В этом убеждают нас исключительно большие числа произведенных абортов за последний год. Можно привести следующее грубое сопоставление. Как известно, беременность сама по себе не является объектом статистической регистрации. Некоторое понятие о числе беременностей, возникших в течение года, можно получить лишь складывая числа беременностей, окончившихся родами и выкидышами. Число это несомненно будет несколько приуменьшенным, так как в полученную сумму не войдут беременности, закончившиеся естественным выкидышем. Для 1928 г. эти данные приводят к следующим результатам:

Число родоразрешений	39 058
Число абортов	53 562
Всего зарегистрировано беременностей . .	92 620

На 1000 женщин в возрасте 15—49 лет (к этому периоду возраста относятся почти все зарегистрированные беременности) приходится, таким образом, 174,7 беременности в год. Если предположить, что в сельском населении европейской части РСФСР практика волевого ограничения рождаемости еще не получила широкого распространения (коэффициент рождаемости за 1926 г. — 46,4 на 1000 населения), то относительное число родившихся на 1000 женщин в возрасте 15—49 лет по сельскому населению можно принять за своего рода «норму» беременностей, близкую к той, какая существовала бы при почти полном отсутствии абортов и практики контрацептивных мероприятий. По сельскому населению европейской части РСФСР за 1926 г. на 1000 женщин в возрасте 15—49 лет приходилось 178,7 родившихся.

Таким образом, общее число статистически зарегистрированных беременностей в Ленинграде довольно близко подходит к «норме» сельского населения, что внушает уверенность в том, что зарегистрированные аборты исчерпывают в 1928 г. уже подавляющую часть всех вообще абортов, а также в том, что практика применения противозачаточных мероприятий еще не получала в Ленинграде очень широкого распространения[1].

Иными словами, по отношению к настоящему моменту можно считать, что основную, почти исключительную роль в понижении рождаемости Ленинграда играет именно аборт. Из всего числа 92 620 статистически зарегистрированных беременностей лишь 42% закончилось родоразрешением. 58% беременностей были прерваны абортом.

Такая исключительно серьезная роль аборта в современной демографической конъюнктуре заставляет отнестись к этому явлению с особым вниманием.

Аборт должен быть изучен основательно, не менее тщательно, чем иные демографические факторы на фоне как общедемографических, так и социальных условий момента. Произведенная всеобщая перепись населения и несколько упрочившаяся уже к этому времени регистрация абортов, в особенности в крупных городах, позволяет уже сейчас наметить некоторые основные черты особенностей указанного явления, в частности, по отношению к Ленинграду.

II

Мы предполагаем здесь подвергнуть рассмотрению основные характеристики аборта за примыкающие к переписи годы — 1926 и 1927. Как уже выше было указано, в течение этих лет зарегистрировано всего 57 169 абортов.

Указанное число абортов распределяется следующим образом (см. табл. 5).

Приведенные данные нуждаются в некоторых пояснениях. Как уже было сказано, мы лишь для последнего

[1] Нужно еще принять во внимание, что относительное число беременностей в Ленинграде, вообще говоря a priori, должно быть несколько пониженным по сравнению с сельским населением, ибо в составе женщин 15—49 лет в Ленинграде лишь 55,2% являются замужними. Современных данных о доле замужних в сельском населении еще не имеется. По данным 1897 г. по Европейской России замужних в этом возрасте было 66%. С другой стороны, возможно, что частые аборты могут повлечь за собой и увеличение числа беременностей, ибо в этих условиях у одной женщины в году может быть и более одной беременности. Едва ли, однако, такое явление может иметь большое распространение.

Таблица 5

	1926 г.		1927 г.		Итого	
	зарегистрировано	вошло в разработку	зарегистрировано	вошло в разработку	зарегистрировано	вошло в разработку
Аборты, разрешенные в комиссиях	17 083	15 510	24 043	22 737	41 126	38 247
Аборты, произведенные в больницах помимо комиссии	2 027	2 027	9 484	9 484	11 511	11 511
Итого	19 110	17 537	33 527	32 221	52 637	49 758
Поступления с начавшимся абортом . .	2 536	2 536	1 996	1 996	4 532	4 532
Всего	21 646	20 073	35 523	34 217	57 169	54 290

(1928) года можем считать полноту регистрации абортов близкой к исчерпывающей. В 1926 и 1927 гг. положение с регистрацией было несколько хуже. Это заставляет смотреть на все исчисленные далее интенсивные показатели абортов как на преуменьшенные. Далее следует отметить, что не все даже зарегистрированные аборты вошли в разработку. Карточный материал на некоторую часть абортов, разрешение производства коих было выдано комиссией, оказался недосланным; часть материала оказалась в дефектном, не пригодном для разработки виде. Таким образом, в разработку попали данные лишь 95% материала о зарегистрированных абортах. 2479 случаев (5%) вовсе не вошло в разработку. Можно полагать, однако, что подобная недостача материала не могла исказить характерные соотношения, получившиеся в результате разработки, ибо недостающая часть, по-видимому, не выделяется никакими специфическими особенностями; нехватка объясняется лишь небрежностью «абортных комиссий», утративших материал (например, утрачен целиком материал за один месяц по одному из районов города).

Из демографических факторов, наиболее сильно в количественном отношении влиявших на аборты, мы рас-

смотрим прежде всего влияние семейного состояния и возраста.

На основании абсолютных данных о повозрастной численности женского населения, а также распределения родившихся и прерываний беременности по возрасту женщин можно вычислить следующие возрастные коэффициенты.

Таблица 6. НА 1000 ЖЕНЩИН ДАННОГО ВОЗРАСТА И СЕМЕЙНОГО СОСТОЯНИЯ ПРИХОДИЛОСЬ В ГОД (АБОРТЫ, ПОЛНОСТЬЮ ПРОИЗВЕДЕННЫЕ В ЛЕЧЕБНЫХ УЧРЕЖДЕНИЯХ).

Возраст	Родившихся (без мертворожденных)			Абортов (зарегистрированных)		
	у состоявших в браке	у несостоявших в браке	всего	у состоявших в браке	у несостоявших в браке	всего
15—17	205,5	2,2	5,1	27,5	1,3	2,0
18—19	260,0	11,4	45,0	71,5	8,6	20,5
20—29	172,4	55,3	124,9	83,8	37,9	75,7
30—39	84,2	42,8	72,4	49,8	25,3	50,0
40—49	17,8	4,6	12,6	11,4	2,5	8,7
Всего 15—49	115,3	32,5	78,2	56,9	19,6	47,0

Приводимые данные сами по себе в достаточной мере характеризуют глубокие различия, существующие в плодовитости женщин и склонности к аборту в зависимости от возраста и брачного состояния. Еще более показательными можно сделать данные, указав, как заканчивается беременность для каждого данного возраста в зависимости от семейного состояния. Здесь опять-таки будем принимать, что сумма рождений и абортов, соответствующих данному возрасту, примерно изображает общее число беременностей, приходящихся на данный возраст. Мы не вводим здесь данных о мертворожденных в силу незначительности их общего числа и малого влияния на получаемые коэффициенты (см. табл. 7).

Нетрудно видеть, насколько большие различия в смысле эффективности беременности обнаруживают группы женского населения, показавшие себя состоящими в

Таблица 7

Возраст	Состоящие в браке		Несостоящие в браке		Всего	
	из 100 зарегистрированных беременностей окончились		из 100 зарегистрированных беременностей окончились		из 100 зарегистрированных беременностей окончились	
	родами	абортом	родами	абортом	родами	абортом
15—17	88,1	11,9	56,5	43,5	71,1	28,9
18—19	78,4	21,6	47,5	52,5	68,7	31,3
20—29	67,8	32,2	46,2	53,8	62,2	37,8
30—39	62,8	37,2	45,6	54,4	62,8	37,2
40—49	62,1	37,9	45,7	54,3	59,1	40,9
Всего 15—49	66,9	33,1	48,3	51,7	62,5	37,5

браке и не состоящими в таковом. В то время как эффективность беременности (процент беременностей, окончившихся рождением ребенка) в первой группе достигает почти 67%, в то же время вторая группа дает лишь 48,3% таких беременностей. На распределение абортов по группам «брачных» и «внебрачных» оказывает, как видно из предыдущих таблиц, значительное влияние сравнительно крупная доля лиц «неизвестного семейного состояния». Однако можно с уверенностью предполагать, что эта группа в подавляющем числе состоит из лиц, не состоящих в прочном браке. Поэтому в приводимых данных группа лиц, не показавших себя состоящими в браке, включает в себя и эту часть лиц «неизвестного семейного состояния».

Еще более существенные различия отмечаются в повозрастном изменении указанных коэффициентов эффективности. Группа лиц, состоящих в браке, дает правильный и сильный рост процента беременностей, закончившихся абортом: от 11,9% прерванных беременностей в возрасте до 18 лет мы приходим к 37,9% для возраста 40 лет и старше. Такое явление вполне легко может быть объяснено. Обычно с повышением возраста замужней женщины связан и численный рост семьи — главным образом рост числа имеющихся в наличии живых детей. Это обстоятельство делает все менее и менее желательным

появление на свет нового ребенка и заставляет все больший процент женщин прерывать начавшуюся беременность. При всем том даже в самой старшей группе процент прерываемых беременностей не поднимается выше 38%. Иное дело в случае, когда женщина не показывает себя состоящей в браке. Можно с уверенностью полагать, что возникающие у таких женщин беременности в подавляющей массе представляют собой результат случайных связей, не влекущих за собой образования семьи. Поэтому во всех возрастных группах мы имеем здесь процент прерывания беременностей более высокий, чем в самом неблагоприятном возрасте первой группы: процент прерывания беременности не опускается ниже 43,5%. Кроме того, если согласиться с указанным пониманием характера взаимоотношений для этой группы, делается понятным и отсутствие каких-либо серьезных изменений в проценте абортов с возрастом: фактор многодетности отсутствует в этом случае, и все возрасты оказываются примерно в равных условиях. Именно такая картина и представляется на основании вышеприведенной таблицы[1].

Эти данные лишний раз подтверждают соображения о глубочайших различиях, какие обнаруживаются даже в наших условиях в плодовитости женщин, состоящих в прочных семейных отношениях и не состоящих в таковых.

Нельзя не высказать лишний раз сожаления о том, что в картах регистрации рождений не фигурирует указание на состояние или несостояние родителей в браке[2], в то время как и при переписях населения, и при регистрации абортов, и при всякого рода регистрациях медицинского характера всегда считается возможным поставить вопрос о брачном состоянии. Между тем этот странный предрассудок, не позволяющий отметить брачное состояние, совершенно непонятный в наших условиях, лишает исследователя почти всякой возможности определить истинную плодовитость женщин и тем самым произвести хоть сколько-нибудь правдоподобные расчеты возможного на будущее время прироста населения. Для получения приводимых выше данных по Ленинграду пришлось прибе-

[1] Небольшое отклонение в возрастной группе 15—17 лет легко находит свое объяснение в численной незначительности данных по этой группе.

[2] В настоящее время это не так.— *Прим. ред.*

гать к искусственному приему. До середины 1926 г. в ленинградской регистрации указанный признак отмечался. На основании данных, непосредственно предшествовавших этому времени, было произведено сопоставление данных, с одной стороны, о состоянии или несостоянии родителей в браке, с другой — о совпадении фамилии родителей. Оказалось, что даже в ленинградских условиях эти два распределения оказались почти совпадающими. Именно этот признак и был положен в основу распределений последующего 1927 года.

Все приведенные нами до сего времени сведения о возрастных коэффициентах абортов в связи с семейным состоянием касались лишь группы лиц, производивших аборт полностью в больничных условиях: сюда были отнесены как аборты, произведенные с разрешения комиссии, так и аборты, произведенные без разрешения комиссии. Несколько особую группу представляют аборты, начавшиеся на стороне, вне стен больницы, при которых женщины поступали в лечебные учреждения в состоянии abortus incompletus.

Таблица 8. ПОСТУПИВШИЕ В БОЛЬНИЦЫ С НАЧАВШИМСЯ АБОРТОМ

Возраст	На 1000 женщин того же возраста		
	у состоящих в браке	у несостоящих в браке	всего (включая лиц неизвестного семейного состояния)
15—17	2,4	0,1	0,2
18—19	8,0	0,6	2,1
20—29	5,9	2,6	6,3
30—39	3,9	2,6	4,9
40—49	1,3	0,3	1,3
Итого 15—49 (включая неизвестный возраст)	4,3	1,5	4,3

Наиболее часто встречаются случаи внебольничного аборта у состоящих в браке в молодом возрасте (18—19 лет). Для женщин, не состоящих в браке, наиболее угрожаемым в этом смысле является возраст 30—39 лет.

На основании вышеприведенных данных можно составить таблицу, характеризующую частоту всех абортов (зарегистрированных) в зависимости от брачного состояния.

Таблица 9. НА 1000 ЖЕНЩИН ДАННОГО ВОЗРАСТА И БРАЧНОГО СОСТОЯНИЯ ПРИХОДИТСЯ В ГОД АБОРТОВ (1926—1927 ГГ.)

Возраст	У состоящих в браке	У несостоящих в браке	Всего (включая лиц, брачное состояние которых неизвестно)
15—17	29,9	1,4	2,2
18—19	76,5	9,2	22,6
20—29	89,7	40,5	82,0
30—39	53,7	27,9	54,9
40—49	12,7	2,8	10,0
Всего 15—49	61,2	21,1	51,3

Среди многочисленных факторов, какие сказываются на количественных показателях абортов, одним из наиболее интересных является социально-классовая принадлежность женщины и то влияние, какое этот фактор оказывает на частоту аборта.

Прежде чем перейти к характеристике частоты аборта в различных социальных группах, необходимо уяснить различия частоты аборта среди женщин самодеятельных (работающих вне дома) и несамодеятельных (не имеющих работы как источника средств к существованию). При этом безработные нами причисляются во всех случаях, как и обычно, к самодеятельным, в силу того, что отсутствие у них в данный момент работы нужно признать фактом временным, нередко весьма непродолжительным. Коэффициенты абортов по возрасту и самодеятельности приведены в табл. 10.

Можно было ожидать, что среди самодеятельных женщин, для которых беременность является существенной помехой в работе, аборт должен иметь наибольшую частоту. Однако приведенные коэффициенты показывают обратное явление. Кроме двух самых молодых возрастных групп, во всех возрастах старше 19 лет мы имеем в среднем вдвое более высокие коэффициенты абортов среди *несамодеятельного* женского населения.

Причина этого явления легко усматривается в приведенных выше данных о семейном состоянии. Среди самодеятельного населения процент состоящих в браке равен 37%, в то время как среди несамодеятельных он доходит до 73. Вполне естественно при таких условиях, что и вообще беременность среди самодеятельного женского населения представляет собой более редкое явление, чем среди несамодеятельного, прямым следствием чего и должна явиться меньшая частота аборта у замужних женщин, даже при несколько повышенной склонности к прерыванию беременности.

Таблица 10. НА 1000 ЖЕНЩИН ДАННОГО ВОЗРАСТА ПРИХОДИЛОСЬ АБОРТОВ В ГОД (ЛЕНИНГРАД, 1926—1927 гг.)

Возраст	Самодеятельные				Несамодеятельные			
	число лиц	в том числе состоящие в браке	число абортов	коэффициенты	число лиц	в том числе состоящие в браке	число абортов	коэффициенты
15—17	12 413	149	120	4,8	31 320	469	78	1,2
18—19	18 900	1 677	948	25,1	18 004	3 305	725	20,1
20—29	109684	44 140	14 538	66,3	96 295	78 397	19 291	100,2
30—39	73 718	34 809	5 441	36,9	76 518	73 040	1 071	72,3
40—49	45 806	15 338	533	5,8	47 131	41 108	1 325	14,1
Неизвестен	—	—	148	—	—	—	72	—
Всего 15-49	260521	96 143	21 728	41,7	269268	196319	32 562	60,5

Дальнейшее рассмотрение частоты аборта в отдельных социальных группах должно поэтому сопровождаться параллельным рассмотрением данных как о проценте самодеятельных женщин в каждой социальной группе, так и указанием доли лиц, состоящих в браке (см. табл. 11).

В приведенной таблице прежде всего обращает на себя внимание очень высокая величина коэффициентов в неопределенной группе неизвестного возраста (особенно для несамодеятельных женщин этой группы). Не следует, конечно, придавать какое-нибудь значение этим коэффициентам. Высокая их величина имеет свое наиболее

Таблица 11. АБОРТЫ В РАЗЛИЧНЫХ СОЦИАЛЬНЫХ ГРУППАХ

Социальные группы	Женское население в возрасте 15—49 лет			Число абортов за 1926—1927 гг.			На 1000 женщин данной группы приходится абортов		
	самодеятельные	несамодеятельные	всего	самодеятельные	несамодеятельные	всего	самодеятельные	несамодеятельные	всего
Рабочие	78 498	109 571	188 069	8 629	13 496	22 125	55,0	61,6	58,8
Служащие и лица свободных профессий	94 464	97 130	191 594	6 257	8 499	14 756	33,1	43,8	38,5
Безработные	48 666	19 642	68 308	3 054	3 275	6 329	31,3	83,4	46,3
Хозяева	14 903	29 474	44 377	331	949	1 280	11,1	16,1	14,4
Прочие и неизвестные	23 990	13 451	37 441	3 457	6 343	9 800	72,0	235,7	130,9
Всего	260 521	269 268	529 789	21 728	32 562	54 290	41,8	60,5	51,3

рациональное объяснение просто в качественно неудовлетворительной стороне материала. Данные об абортах дают весьма большой процент женщин, социальное положение которых неизвестно (особенно в группе абортов, произведенных помимо комиссий); во всяком случае, этот процент во много раз превышает процент «неизвестных» по данным переписи о женском населении. Кроме того, в эту же группу относятся учащиеся, жены их и жены военнослужащих, вообще дающие высокие коэффициенты абортов, причем отдельное изучение этих групп невозможно, ибо, например, учащиеся как самостоятельная группа по переписи населения не выделялись. Таким образом, в дальнейшем мы будем подвергать сравнению лишь основные четыре группы: рабочих, служащих (с незначительным числом лиц свободных профессий), безработных и хозяев (всех типов).

Сравнение указанных групп по общей высоте частоты абортов прежде всего приводит к заключению о том, что на первом месте по частоте абортов оказываются рабочие, на втором безработные, далее служащие и, наконец, хозяева. Однако такие общие коэффициенты, конечно, не могут ни в коей мере ответить на вопрос о сравнительной склонности к прерыванию беременности в этих группах и тем самым о степени проникновения в изучаемые массы практики волевого ограничения рождаемости. Для того чтобы судить об этой проблеме, необходимо знать, какова была общая сумма беременностей в каждой социальной группе в течение двух лет (1926—1927 гг.), и лишь отнесение числа наблюдаемых абортов к общему числу наличных беременностей могло бы решить вопрос о сравнительной склонности отдельных групп населения к аборту.

Не имея возможности подойти к количественному определению числа беременностей в каждой данной группе, следует хотя бы косвенными приемами создать некоторую ориентировку в вопросе о различиях частоты беременностей отдельных социальных групп.

Уже рассмотрение процента самодеятельных женщин в отдельных группах и раздельное изучение частоты аборта для самодеятельных и несамодеятельных заставляет внести некоторые коррективы в наши заключения. Так, среди только самодеятельных женщин группы служащих и безработных меняются местами по сравнению

со всем населением: служащие дают более высокую частоту абортов нежели безработные.

Когда же мы обращаемся к рассмотрению частоты абортов в группе несамодеятельных (главным образом «домашних хозяек»), то здесь оказывается, что жены безработных дают наиболее высокий процент абортов, далеко оставляя за собою жен рабочих. Эта высота частоты коэффициента абортов среди жен безработных вполне согласуется с чисто экономическими условиями, в которых находится эта группа. Однако для того, чтобы экономические факторы аборта смогли выступить во всей чистоте, необходимо хоть сколько-нибудь элиминировать различие в семейном состоянии отдельных групп. Высокое число абортов должно прежде всего сопутствовать повышенному числу беременностей вообще, а это последнее в значительной мере определяется относительным числом лиц, состоящих в браке, не говоря уже о возможных возрастных различиях отдельных групп. Приводим ниже сопоставление процента замужних с коэффициентом абортов по отдельным группам.

Таблица 12. ЛЕНИНГРАД. ЖЕНСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ 15—49 ЛЕТ

Социальные группы	Самодеятельное население		Несамодеятельное население	
	процент замужних	на 1000 женщин приходится абортов	процент замужних	на 1000 женщин приходится абортов
Рабочие	44,5	55,0	76,1	61,6
Служащие	30,2	33,0	69,4	43,8
Безработные	38,0	31,3	80,1	83,4
Хозяева	46,1	11,1	70,0	16,1

Рассматривая две главнейшие группы — рабочих и служащих, легко убедиться, что различия в частоте абортов у них легко находят свое объяснение в различиях процента замужних женщин, а следовательно, и в числе возможных беременностей. Процент замужних среди рабочих значительно выше, чем у служащих, как в самодеятельном, так и в несамодеятельном населении; следова-

тельно, при отсутствии коренных различий в возрастном составе и значительной разницы в повозрастной плодовитости можно полагать, что и относительное число беременностей, приходящихся на равные группы населения, будет значительно выше у рабочих. Таким образом, среди рабочих, независимо даже от экономических факторов и «склонности к аборту», можно ожидать повышенных показателей частоты абортов. Вполне понятен также и высокий коэффициент аборта у несамодеятельных безработных женщин, где наиболее высокий процент замужних сопровождается и сравнительно наиболее тяжелыми материальными условиями. Понятна также малая величина коэффициента частоты абортов в группе хозяев, где, несмотря на высокий процент замужних, можно ожидать наличие лучшей материальной обеспеченности. Некоторое сомнение вызывает лишь группа самодеятельных безработных женщин, где по высокому проценту замужних можно было бы ожидать и более высокого, чем у служащих, коэффициента абортов.

Повозрастное распределение замужних безработных женщин также не дает основания ожидать пониженной по сравнению со служащими общей плодовитости.

По-видимому, необходимо признать, что рассматриваемая группа женщин (замужние безработные) в значительной доле не является фактически подходящей по материальным условиям к основной массе безработных. Можно думать, что женщины эти фактически являются несамодеятельными, живущими на иждивении более или менее обеспеченных в материальном отношении лиц, и отметка о безработице (при переписи) не характеризует их истинного социального положения.

Все вышеприведенные соображения заставляют признать, что признаки брачного состояния, самодеятельности и возраста имеют существенно определяющую роль на частоту абортов отдельных социальных групп. Для того чтобы можно было выяснить в полной чистоте экономические факторы и как следствие — различия в склонности к прерыванию беременности в отдельных социальных группах, необходимо отдельно изучать для каждой социальной группы повозрастные коэффициенты абортов, отдельно для замужних и незамужних и отдельно для самодеятельных и несамодеятельных. Программа разработки, однако, не дает возможности осуществить это, ибо

у нас не имеется комбинированной разработки материала об абортах в зависимости от социальной группы, возраста и семейного положения. Для примерной ориентировки можно лишь косвенным образом постараться устранить различия в возрастном и семейном составе. Для этой цели мы можем прибегнуть к стандартизации коэффициентов аборта по косвенному методу.

Выше мы определили повозрастные коэффициенты абортов в зависимости от семейного состояния для всего населения. Для выполнения нашей задачи величины коэффициентов необходимо предварительно исправить путем пропорционального распределения лиц неизвестного семейного состояния в каждой отдельной повозрастной группе.

Таблица 13. ИСПРАВЛЕННЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ АБОРТОВ ДЛЯ ВСЕГО НАСЕЛЕНИЯ

Возраст	На 1000 женщин данного возраста и семейного состояния приходится	
	у состоящих в браке	у несостоящих в браке
15—17	36,8	1,7
18—19	97,0	11,2
20—29	105,7	47,7
30—39	63,7	33,2
40—49	14,9	3,3

Считая эти коэффициенты стандартными, можно легко определить ожидаемое число абортов в каждой социальной группе при ее конкретной возрастно-семейной структуре (см. табл. 14).

Приведенные данные позволяют легко вычислить «ожидаемое» число абортов в каждой социальной группе и сравнить с ним действительное число.

Приводим полученные данные (см. табл. 15).

Только группа рабочих дает превышение частоты абортов против средней для всего населения. Безработные, служащие дают пониженное (относительно) число. В особенности резко пониженная частота абортов наблюдается у хозяев.

Таблица 14. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ЖЕНСКОГО НАСЕЛЕНИЯ 15—49 ЛЕТ ПО ВОЗРАСТНО-СЕМЕЙНЫМ ГРУППАМ

Возраст	Рабочие		Служащие и лица свободных профессий		Безработные		Хозяева	
	состоящие в браке	несостоящие в браке	состоящие в браке	несостоящие в браке	состоящие в браке	несостоящие в браке	состоящие в браке	несостоящие в браке
15—17	316	16 735	120	14 049	91	4 102	40	4 208
18—19	2 496	11 014	1 081	11 426	652	4 618	308	2 465
20—29	49 752	21 541	38 487	35 971	15 859	13 823	9 718	4 891
30—39	43 552	10 741	36 594	18 885	12 337	6 663	10 711	2 738
40—49	22 186	9 736	19 684	15 297	5 323	4 840	6 738	2 560
Всего 15—49	118 302	69 767	95 966	95 628	34 262	34 046	27 515	16 862

Таблица 15

Социальные группы	Ожидаемое число абортов при повозрастной частоте такой же, как и во всем населении	Действительное число абортов	Процентное отношение действительного числа абортов к ожидаемому
Рабочие	20 370	22 125	108,6
Служащие и лица свободных профессий	18 693	14 756	78,9
Безработные	7 126	6 329	88,8
Хозяева	4 416	1 280	29,0

Из приведенных данных нельзя, конечно, делать заключения о том, что именно у рабочих беременность наиболее часто прерывается искусственным путем, ибо повышенная частота абортов может сопровождаться повышенной повозрастной частотой беременностей вообще. Тем более нельзя говорить о том, что практика волевого ограничения рождаемости наиболее широко развита у рабочих: пониженное число абортов у служащих и безработных в связи с несколько пониженной плодовитостью

этих групп невольно наводит на мысль о том, что в этих группах практика ограничения деторождения пошла уже в некоторой доле по иному пути — пути применения противозачаточных средств. При этом весьма возможно, что совокупное действие обоих факторов — аборта и контрацептивных средств в области ограничения деторождения — именно в этих группах и сказывается с наибольшей силой.

Вышеприведенные данные говорят лишь о том, что женщина из рабочего класса подвергается наиболее часто, по сравнению с другими группами, операции искусственного прерывания беременности, и, следовательно, мероприятия по борьбе с абортом, должны в первую очередь проводиться среди них.

Небезынтересно также проследить, какая доля «нелегальных» — начатых вне больницы абортов — приходится на различные группы населения.

Таблица 16. ЛЕНИНГРАД, 1926—1927 гг.

Социальные группы	На 1000 женщин 15—49 лет данной группы приходится	
	больничных абортов	начавшихся вне больницы абортов
Работницы	48,1	6,9
Жены рабочих	56,7	4,9
Служащие	30,1	3,0
Жены служащих	40,6	3,2
Безработные	29,5	1,8
Жены безработных	78,9	4,5
Хозяева	9,8	1,3
Жены хозяев	14,7	1,4
Всего самодеятельных	37,4	4,4
несамодеятельных	56,3	4,2

Как можно видеть из приведенной таблицы, начавшийся вне больницы аборт представляет собой явление наиболее частое среди работниц и жен безработных. Трудно с определенностью указать причины сравнительно незначительных различий, какие наблюдаются в отдельных группах населения. Анализ чрезвычайно затрудняется неопределенностью, какая составляет принадлеж-

ность характеристики «начавшихся на стороне абортов». Несомненно, что в эту группу входят и естественные выкидыши. Можно, однако, полагать, что значительную долю этих абортов (как показало подробное рассмотрение анкет) составляют аборты, произведенные искусственным путем, но, по-видимому, «домашними» методами, нередко без участия врачебного персонала. С этой точки зрения находит свое объяснение и значительно повышенный процент неграмотных (свыше 28% всех женщин), какой наблюдался среди поступивших с начавшимся абортом, в то время как среди подвергавшихся операции в больницах процент неграмотных не достигал 20.

Как мы указали выше, частота аборта, взятая по отношению к числу женщин в возрасте 15—49 лет, оказывается наибольшей для рабочих. В высшей степени интересным является и другой вопрос: каковы различия в частоте абортов по отношению к числу всех бывших беременностей, иными словами, выяснение вопроса о том, в каких группах населения беременность наиболее часто прерывается искусственным путем. Дать ответ на этот вопрос с полной определенностью мы пока не можем, ибо из каждой группы населения мы получаем возможность рассмотреть лишь женщин, *подвергавшихся* аборту (в 1926—1927 гг.), и не имеем никаких сведений о доле женщин, *вовсе не подвергавшихся* этой операции. Однако некоторые данные о сравнительной частоте прерывания прежних беременностей можно получить из анализа анамнестических сведений об исходах прежних беременностей у женщин разных социальных групп.

Путем довольно сложных исчислений, методика и подробности которых изложены нами в одной из прежних работ[1], можно прийти к следующим данным (см. табл. 17).

Нужно заметить, однако, что непосредственное сопоставление указанных коэффициентов может ввести в некоторое заблуждение. Дело в том, что если расположить женщин по номеру прерывавшейся в 1926—1927 гг. беременности, то характер распределения окажется различным для различных групп. Так, например, учащиеся дают высокий процент лиц, явившихся для прерывания первой

[1] В. Паевский. Аборты в Москве и Ленинграде.— В сб.: «Аборты в 1925 году», М., издание ЦСУ СССР, 1927.

беременности (55,3), между тем как у жен рабочих этот процент ничтожен (3,2). В то же время последняя беременность (настоящая) прерывается искусственно в рассматриваемой нами совокупности во всех 100%, ибо мы изучаем группу лиц, *подвергшихся операции.* Следовательно, различия в количестве бывших ранее беременностей должны оказать искажающее влияние на коэффициент частоты прерывания.

Таблица 17. ЧАСТОТА ПРЕРЫВАНИЯ БЕРЕМЕННОСТЕЙ

Социальные группы	Самодеятельные женщины			Несамодеятельные женщины		
	число всех бывших беременностей, включая настоящую	число всех бывших абортов, включая настоящий	процент прерванных искусственно беременностей	число всех беременностей, включая настоящую	число всех абортов, включая настоящий	процент прерванных искусственно беременностей
Рабочие	30 500	14 020	45,96	58 372	24 029	41,16
Служащие	17 411	10 132	58,19	34 427	16 474	47,85
Безработные	8 834	4 759	53,87	13 701	5 862	42,79
Хозяева	1 084	515	47,51	4 033	1 735	43,02
Учащиеся	2 808	2 249	80,09	3 611	2 219	61,45
Прочие	4 246	2 300	54,17	12 321	5 459	44,31
Все население	64 883	33 975	52,35	126 465	55 778	44,11

Легко устранить эти различия, стандартизовав распределение беременностей каждой группы соответственно распределению их во всем населении. В процессе стандартизации легко также устранить различия в деле самодеятельных по отдельным социальным группам. В качестве стандарта принято следующее распределение, свойственное *всему* населению (см. табл. 18).

Имея подобное распределение и вычисленные для точно таких же подразделений коэффициенты прерывания беременности, легко стандартизовать (прямым методом) общие коэффициенты частоты абортов. При этом отпадает даже необходимость стандартизации по возрасту,

Таблица 18. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ВСЕХ АНАМНЕСТИЧЕСКИ ЗАРЕГИСТРИРОВАННЫХ БЕРЕМЕННОСТЕЙ У ЖЕНЩИН, ПОДВЕРГШИХСЯ АБОРТАМ В 1926—1927 ГГ. ВСЕ ГРУППЫ НАСЕЛЕНИЯ

	Процент беременностей к итогу	
	несамодеятельные	самодеятельные
У прерывавших 1-ю беременность	2,4	1,0
» 2-ю »	4,6	4,8
3-ю »	5,5	9,1
4-ю »	5,3	11,1
5-ю и выше беременность	16,1	40,1
У всех		100,0

ибо влияние возраста сказывается лишь косвенно, через частоту возможных беременностей, между тем как эта частота элиминируется нами непосредственно.

Стандартизованные коэффициенты дают следующий ряд (см. табл. 19).

Таблица 19

Социальные группы	Стандартизованные коэффициенты частоты абортов 1926—1927 гг. (по отношению к беременностям)	Относительная частота абортов в отдельных социальных группах (при частоте абортов всего населения, принятой за 100)	
		1926—1927 гг.	1925 г.
Рабочие	44,19	94,2	95,3
Хозяева	45,40	96,8	—
Безработные	46,33	98,8	101,1
Служащие	51,17	109,1	107,1
Учащиеся	60,70	129,4	111,6
Все население	46,90	100,0	100,0

По сравнению с 1925 г. порядок групп не изменился. Увеличилась лишь степень различия между социальными

группами. Любопытно, что в то время, как среднее число абортов, приходящееся на 1 женщину, наиболее высоко среди рабочих, в то же время процент прерванных абортом беременностей у рабочих является самым низким. Сравнивая две главнейшие по численности группы городского населения — рабочих и служащих,— приходим к следующим выводам. Женщина из рабочего класса чаще подвергается абортам, чем женщина из группы служащих. В то же время беременности у рабочих женщин значительно реже прерываются абортом, чем в группе служащих. Очевидно, что если даже при меньшей склонности к прерыванию беременности рабочие женщины чаще подвергаются аборту, то нужно думать, что среднее число беременностей у рабочих должно быть значительно выше, чем у служащих. На основании тех же анамнестических данных о прошлых беременностях можно привести следующий ряд.

Таблица 20. СРЕДНЕЕ ЧИСЛО ВСЕХ ЗАРЕГИСТРИРОВАННЫХ БЕРЕМЕННОСТЕЙ НА 1 ЖЕНЩИНУ

	Самодеятельные	Несамодеятельные
Рабочие	3,67	4,44
Хозяева	3,47	4,49
Безработные	3,01	4,28
Служащие	3,01	4,17
Учащиеся	1,78	2,82
Все население	3,21	4,16

Напомним еще раз, что все наши выводы основаны на анкетах и показаниях женщин, подвергавшихся абортам, и что доля неподвергавшихся абортам в разных группах населения не могла быть учтена. Это несколько ослабляет надежность полученных выводов. Заметим, кроме того, что последняя таблица дает нестандартизованные коэффициенты, так что возрастные различия отдельных групп могли оказать свое влияние на сравниваемые данные.

IV

Разработка данных по статистике абортов позволяет сделать и некоторые заключения о тех мотивах, какие приводят женщину к абортам.

Нужно сказать, однако, что весьма большой процент мотивов, оставшихся неизвестными при заполнении анкет, заставляет отнестись с некоторой осторожностью к результатам разработки. При этом для разрешения указанного вопроса приходится пользоваться исключительно данными разработки об абортах больничных, ибо материал о лицах, «поступивших в больницы с начавшимся абортом», в 93% случаев не дает указаний на мотив аборта.

Таблица 21. ЛЕНИНГРАД, 1926—1927 гг.

Мотивы аборта	Число случаев	В % к итогу
Недостаток материальных средств	23 353	46,9
Болезненное состояние	3 948	7,9
Желание скрыть беременность	271	0,5
Наличие грудных детей	3 119	6,3
Многосемейность	4 529	9,1
Нежелание иметь детей по другим основаниям	6 248	12,6
Мотивы неизвестны	8 290	16,7
Всего	49 758	100,0

Весьма значительная доля (около 47%) указаний на недостаток материальных средств позволяет при всем несовершенстве разработки считать этот мотив основным поводом к аборту в массе ленинградского населения.

В достаточной мере определенными являются также указания на болезненное состояние (диагноз врача) и на наличие грудных детей. Любопытно проследить, как изменяется значение того или иного мотива в зависимости от социальной принадлежности женщины (см. табл. 22).

Недостаток материальных средств, как причина аборта, везде играет доминирующую роль. Однако процент прибегающих к аборту по этой причине значительно различается в отдельных группах населения: у безработных

Таблица 22. МОТИВЫ АБОРТОВ. ЛЕНИНГРАД, 1926—1927 гг. (в % к итогу)

Мотивы аборта	Работницы и жены рабочих	Служащие и жены служащих	Безработные и жены безработных	Хозяева и жены хозяев
Недостаток материальных средств	43,0	45,4	74,6	41,6
Болезненное состояние	9,3	10,3	3,5	4,5
Желание скрыть беременность	0,2	0,5	0,4	1,5
Наличие грудных детей	8,1	6,0	4,3	3,6
Многосемейность	13,0	7,6	6,1	18,5
Нежелание иметь ребенка по другим основаниям	14,7	14,4	2,1	12,3
Неизвестные мотивы	11,7	15,8	9,0	18,0
Всего	100,0	100,0	100,0	100,0

он достигает 75, в то время как у «хозяев» падает до 41,6. Болезненность наибольшую роль играет у служащих; наличие грудных детей заметнее всего выступает у рабочих. Наконец, доля прерывающих беременность вследствие многосемейности, ничтожная у безработных и служащих, довольно велика у «хозяев». Бытовой мотив — желание скрыть беременность — вообще играет ничтожную роль: он почти отсутствует у рабочих и сколько-нибудь заметно проявляется лишь у хозяев.

Роль многосемейности, как фактора, вызывающего аборт, может быть отчасти освещена путем рассмотрения данных о числе живых детей у лиц, прерывающих беременность. Правда, серьезное значение могли бы иметь лишь сопоставления чисел многодетных женщин, подвергавшихся абортам, с такими же числами многодетных женщин в населении. Однако в настоящий момент мы не имеем в своем распоряжении материала, характеризующего население Ленинграда с этой стороны.

V

Аборт в ленинградских условиях производится почти исключительно в течение первых трех месяцев беремен-

ности. Приводим данные в отдельности об абортах, полностью проведенных в больнице, и о тех лицах, которые поступили в больницы с начавшимся на стороне абортом. Как можно видеть, эти две группы дают некоторые отличия в отношении срока беременности, на котором произведен аборт.

Таблица 23. АБОРТ ПО МЕСЯЦУ БЕРЕМЕННОСТИ, НА КОТОРОМ ПРОИЗВЕДЕНА ОПЕРАЦИЯ

		В течение первых 3 месяцев	На 4 месяце	Свыше 4 месяцев	Неизвестно	Всего
Аборты, полностью произведенные в больнице	Число абортов . . .	46 267	71	54	3 366	49 758
	В % к итогу	93,0	0,1	0,1	6,8	100,0
Аборты у поступивших в состоянии выкидыша	Число абортов . . .	3 245	298	223	766	4 532
	В % к итогу	71,6	6,6	4,9	16,9	100,0
Все аборты	Число абортов . . .	49 512	369	277	4 132	54 290
	В % к итогу	91,2	0,7	0,5	7,6	100,0

Аборты больничные почти все производятся в течение первых трех месяцев беременности. Вполне понятна несколько повышенная доля поздних абортов среди поступивших с начавшимся абортом. Женщина, опоздавшая против законного срока аборта, и не идет в больницу, зная, что операции ей там не произведут; в этих условиях и учащаются случаи прибегания к кустарным, домашним средствам прерывания беременности, которые часто приводят женщину опять-таки в больницу, уже в качестве «поступившей с начавшимся абортом».

Заимствуем из работы Рёсле (E. Roesle)[1] распределение по срокам беременности абортов в Магдебурге. Как

[1] E. Roesle. Die Ergebnisse der Magdeburger Fehlgeburtenstatistik. Sonderabdruck aus dem statistischen Jahrbuch der Stadt Magdeburg für das Jahr 1927, S. 20.

можно видеть, там наблюдается совершенно иное распределение абортов.

Таблица 24. АБОРТЫ В МАГДЕБУРГЕ

	В течение первых 3 месяцев	На 4 месяце	На 5 месяце и выше	Неизвестно	Всего
Число абортов	1 853	1 381	1 162	300	4 696
В % к итогу	39,5	29,4	24,7	6,4	100,0

Достигаемое в наших условиях весьма благоприятное распределение абортов по срокам беременности, при котором аборты почти исключительно производятся на самых ранних месяцах, является следствием легализации аборта, доступности и почти полной, планомерно проводимой госпитализации. Германские города в этом отношении находятся в худших условиях. Между тем насколько серьезное влияние может оказать надлежаще проводимая госпитализация, можно видеть из следующих дан-

Таблица 25. СМЕРТНОСТЬ ОТ ПОСЛЕРОДОВОЙ СЕПТИЦЕМИИ НА 1000 РОДОРАЗРЕШЕНИЙ

Годы	Ленинград			Германские города с населением 100 000 и выше		
	от родильной горячки	от сепсиса после аборта	всего	от родильной горячки	от сепсиса после аборта	всего
1925	1,15	1,30	2,45	1,42	2,79	4,21
1926	0,74	0,90	1,64	1,25	2,63	3,88
1927	1,00	1,09	2,09	1,16	2,40	3,56
1928*	0,89	1,00	1,89	1,04	2,56	3,60

* Данные за 1928 г. предварительные, возможно неполные. Напоминаем, что в данной таблице коэффициенты вычислены по отношению к числу родоразрешений. При весьма близких по величине коэффициентах смертности от родильной горячки в Ленинграде и городах Германии мы имеем почти вдвое пониженные коэффициенты смертности от сепсиса после аборта. Такая пониженность смертности от сепсиса имеет, по-видимому, свою основную причину — создание в Ленинграде условий, позволяющих подавляющей массе населения производить аборт в благоприятных больничных условиях, чего при отсутствии легализации аборта в Германии достигнуть не удается.

ных, приводившихся многими авторами[1] за прежние годы и приводимых в настоящей статье по отношению к последнему году (см. табл. 25).

Кратко резюмируя изложенное в настоящей статье, мы приходим к следующим выводам:

1. Рождаемость в городском населении в последние годы почти повсеместно испытывает сильное понижение. Крупные города СССР в последние 2—3 года также вступили на этот путь.

2. За границей способами ограничения рождаемости являются в некоторой степени аборты, но, по-видимому, основным фактором является практика применения противозачаточных средств. В Ленинграде, надо полагать, главнейшую, преобладающую роль, по-видимому, играет аборт, и практика противозачаточных мероприятий еще не получила широкого развития.

3. Численность абортов в Ленинграде достигла высокой величины, причем в последний год число абортов значительно превысило число рождений.

4. Наиболее часто прибегает к аборту женщина из рабочего класса, где, по-видимому, применение противозачаточных средств не получило еще распространения. Наоборот, у служащих ограничение рождаемости пошло уже в известной степени этим путем.

5. Вместе с тем, ввиду значительно большей частоты беременностей у рабочих, процент прерванных искусственно беременностей у рабочих является пониженным по сравнению с иными классами населения.

6. Основным поводом к аборту, *по показаниям* женщин, подвергавшихся абортам, является экономический фактор — «недостаток материальных средств».

7. Среднее число абортов, приходящееся на 1000 несамодеятельных женщин, выше, чем такое же среднее у самодеятельных. Несамодеятельная женщина чаще подвергается операции аборта. Однако процент прерванных искусственно беременностей выше у самодеятельных женщин, чем у несамодеятельных.

8. Многодетность сама по себе имеет лишь второстепенное значение, как мотив к прерыванию беременности, причем это значение падает из года в год: процент бездетных женщин, подвергавшихся абортам, повышается.

9. Для операции аборта в Ленинграде созданы благоприятные условия. Аборт в подавляющей массе госпитализирован, проведение операции введено в строгие рамки в смысле срока беременности, на котором производится аборт. Подавляющая часть операций производится на первых трех месяцах.

10. Благоприятные условия производства аборта вызвали значительное понижение смертности женщин от сепсиса, причем в этом отношении Ленинград далеко оставил за собой германские крупные города.

---

[1] E. Roesle. Op. cit., S. 36—38; его же «Die Statistik des legalisierten abortus. Sonder abdruck aus «Zeitschrift fur Shulgesundheitspflege und soziale Hygiene», 1925, № 10, Berlin, S. 445.

С. А. Новосельский. Естественное движение населения в Ленинграде. Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики, № 15, 16, 20. В. В. Паевский. Аборты Москвы и Ленинграда.— В сб.: «Аборты в 1925 году», М., издание ЦСУ СССР, 1927.

БРАЧНОСТЬ И РАЗВОДЫ В ЛЕНИНГРАДЕ[1]

В прежнее время статистика населения *проявляла большой интерес* к статистическому изучению браков и разводов. В настоящее время у нас в СССР можно наблюдать некоторое ослабление интереса к тем данным, какие получаются как результат статистики брачности и разводов. Вполне понятны причины такого понижения интереса. Дело в том, что статистическому изучению как всегда оказываются доступными лишь те явления, кои могут быть так или иначе подчинены планомерной и упорядоченной регистрации. С этой точки зрения, разумеется, не всякий брак и развод может сделаться счетной единицей статистического исследования, а лишь тот брак (или развод), который соответствующим образом оформлен в специальном государственном учреждении (ЗАГСе) и получил соответственную статистическую характеристику. Между тем в настоящее время с точки зрения действующих узаконений регистрация браков (и разводов) потеряла весьма значительную долю свойственной ей в довоенное время[2] принудительности. Главнейшие факторы принудительности регистрации — экономические последствия брака — оказываются независящими от регистрации или нерегистрации фактически существовавшего брака. В области имущественных взаимоотношений, например, или в области обязательств по содержанию детей отсутствие своевременной регистрации брака не снимает никаких обязательств с лиц, находившихся в фактическом брачном сожительстве[1], и, при спорных вопросах, налагает лишь обязательство доказывать тем или иным путем факт брачного сожительства.

Естественно, при подобных условиях, когда отпадает некоторая часть факторов, принуждающих к регистрации, и сама регистрация становится менее полной, менее отражающей сущность явления, можно с уверенностью, например, говорить о том, что число зарегистрированных за любой данный год браков в Ленинграде, конечно, не исчерпывает все заключенные в этом году фактические брачные сожительства. Подобная неизбежная дефектность регистрации браков и разводов, получившая особенное значение в послереволюционное время, и послужила причиной некоторого ослабления интереса к указанному виду статистики.

Было бы ошибкой, однако, на основании изложенных выше соображений отрицать значение современной статистики браков и разводов. Во-первых, сама громадность чисел браков и разводов и высокая величина соответствующих коэффициентов несомненно показывают, что подавляющая часть населения, даже в городах (а тем более в сельских местностях), продолжает регистрировать брачные союзы и их расторжения. Во-вторых, даже если считать современные данные о браках и разводах лишь частично исчерпывающими сущность явления, нужно помнить, что иных данных в нашем распоряжении нет (и едва ли они и могут быть), а потому перед статистиком-демографом должна стоять проблема: или вовсе отказаться от изучения столь важных и интересных явлений, как брак и развод, или пользоваться для такого изучения данными загсовской регистрации, считаясь с их возможной неполнотой. Мы решительно стали на этот второй путь.

Довоенные статистические данные, относящиеся к Петербургу, показывают весьма малую колеблемость годовых чисел брачности. Брачность в Ленинграде (если исключить периоды войны) весьма мало отклонялась от 6,0—6,5 на 1000 населения в год. По сравнению со всей

---

[1] Опубликовано в «Статистическом бюллетене» № 27, издание Ленинградского облисполкома, Л., 1930, стр. 125—131.

[2] Здесь и далее речь идет о первой мировой войне 1914—1918 гг.— *Прим. ред.*

[1] С 1944 г. это положение изменено.— *Прим. ред.*

тогдашней Европейской Россией (8,3 за 1907—1911 гг.) брачность в Петербурге была постоянно сильно пониженной.

Во время мировой войны брачность в Петрограде резко понизилась:

Годы	Число браков на 1000 населения
1914	6,0
1915	5,0
1916	4,7

но уже после Февральской революции мы имеем резкое повышение числа браков.

В дальнейшем при продолжающемся росте браков, к концу гражданской войны, Ленинград дал пример совершенно необычайной высоты коэффициента брачности.

Годы	Число браков на 1000 населения
1917	8,9
1918	14,4
1919	19,5
1920	27,7
1921	20,9

После 1921 г. полоса «послевоенной брачности» сменяется периодом более устойчивых коэффициентов брачности, характеризующих современный период. При этом во все последующие годы относительные числа браков остаются все время более чем вдвое повышенными против довоенных:

Годы	На 1000 населения
1922	14 9
1923	14,9
1924	12,4
1925	13,2
1926	13,6
1927	15,0
1928	16,5
1929	16,3

При этом самые последние годы вновь характеризуются новой волной повышения числа браков.

Весьма высокая современная брачность не является исключительной принадлежностью Ленинграда. Подобная высота брачной конъюнктуры свойственна, по-видимому, всему, главным образом городскому, населению СССР.

На 1000 НАСЕЛЕНИЯ ПРИХОДИТСЯ БРАКОВ

		1927 г.	1928 г.
РСФСР	Городское население (европейская часть)	12,5	13,0
	Сельское население	9,7	8,9
УССР	Городское население	12,6	12,2
	Сельское население	10,9	10,0
БССР	Городское население	11,0	10,9
	Сельское население	7,9	7,2

Более высокая брачность городского населения, таким образом, является общей для всех трех республик. Заметим, что из числа иных государств только в Германии мы можем наблюдать несколько повышенные по сравнению с довоенными коэффициенты брачности последних лет. Прочие страны, пережив период послевоенного повышения брачности, в настоящее время вернулись к довоенным величинам.

	1908–1913 гг.	1927 г.	1928 г.	1929 г.
Германия	7,8	8,5	9,2	9,2
Франция	7,9	8,3	8,3	8,1
Англия	7,6	7,5	7,7	7,9
Италия	7,7	7,4	7,9	6,9
США	10,2	10,2	—	—

Сопоставляя указанные данные с данными по СССР, и в частности по Ленинграду, необходимо все время иметь в виду указанную выше возможную неполноту регистрации фактической брачности. Подобная неполнота, разумеется, может предполагаться во всех странах, однако в Западной Европе, где с юридическим оформлением брака связывается почти вся совокупность последующих правовых и экономических последствий, надо полагать, неполнота эта выражена менее ярко. Поэтому наши коэффициенты следует, для приближения к изучению фактической брачности, повышать в гораздо большей мере, нежели западноевропейские. Принимая во внимание это замечание, приходится признать, что брачность в СССР, и в частности в Ленинграде, стоит на чрезвычайно высоком уровне.

Обращаясь к выяснению причин столь исключительно высокого уровня у нас брачности, по-видимому, прежде всего необходимо указать на общую правовую и экономическую структуру бытовых отношений в СССР. Имеющий большое значение в западноевропейских государствах страх перед возможностью оставить будущее потомство без средств к существованию у нас почти целиком отпадает. Между тем именно такие опасения и заставляют в других странах откладывать или вовсе отказываться от брака.

Однако, разумеется, не одной этой причиной объясняется высокий уровень брачности. Для того чтобы выяснить иные возможные факторы, следует прежде всего обратиться к более детальному рассмотрению самого явления.

Отметим прежде всего, что к объяснению высокого современного уровня брачности едва ли можно привлечь возрастную структуру брачащихся. По сравнению с довоенным периодом процент ранних браков не только не возрос, но, наоборот, довольно сильно понизился.

Таблица 1. ПРОЦЕНТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ВСТУПАЮЩИХ В БРАК

	До 21 года	21–25 лет	26–30 лет	31–35 лет	36 лет и выше	Итого
А. Мужчины						
1907—1909 гг	7,5	30,3	35,3	14,7	12,2	100,0
1929 г. . . .	6,9	41,5	25,6	11,0	15,0	100,0
Б. Женщины						
1907—1909 гг.	29,1	38,0	18,9	7,5	6,5	100,0
1929 г. . . .	25,2	40,1	18,2	8,5	8,0	100,0

Как среди мужчин, так и среди женщин процент лиц, вступающих в брак в возрасте до 21 года, сильно понизился, и, наоборот, сильно возрос процент лиц, вступающих в брак старше 35 лет. В остальных возрастах у женщин процентное соотношение почти не изменилось, у мужчин же можно отметить концентрацию брачащихся в возрасте 21—25 лет.

Основное влияние на высоту современного коэффициента брачности оказывает, по-видимому, совсем иная

причина — весьма высокая частота повторных браков. Данные табл. 2 характеризуют семейное состояние лиц, вступивших в брак в 1929 г.

Таблица 2. СЕМЕЙНОЕ СОСТОЯНИЕ ЛИЦ, ВСТУПИВШИХ В БРАК В 1929 г.

Семейное состояние мужчины	Семейное состояние женщины				Итого
	не состоявшие ранее в браке	вдовы	разведенные	неизвестные	
Холостые . .	18 280	669	2 603	24	21 576
Вдовцы . . .	616	326	322	1	1 265
Разведенные .	2 937	493	3 402	8	6 840
Неизвестные . .	20	6	7	22	55
Итого . .	21 853	1 491	6 334	55	29 736

Из указанной таблицы легко определить число таких браков, при которых обе стороны впервые вступают в брак, «чистых первых браков». Сопоставление процента таких «чистых первых браков» за довоенный и современный период показывает чрезвычайно резкое изменение семейного состава вступающих в брак. В то время, как до войны «чистые первые браки» составляли подавляющую часть всех браков (свыше 85%), в настоящее время эти браки составляют немногим более половины. Повторные браки, игравшие незначительную роль до войны, в настоящее время составляют около 40% всех браков.

При этом процент повторных браков, заключаемых овдовевшими, не только не возрос, но даже упал по сравнению с прежним временем, и, таким образом, в сущности рост числа повторных браков объясняется громадным увеличением числа брачащихся разведенных. В 1929 г. в 39% всех браков, заключенных в Ленинграде, хотя бы одна сторона вступила в брак после развода.

Таким образом, повышенная частота развода оказывается одной из важнейших причин высоты современной брачности. Действительно, как можно видеть из нижеприведенных данных, частота разводов достигла в Ленинграде весьма высокой величины.

Таблица 3. РАЗВОДЫ В ЛЕНИНГРАДЕ

Годы	Число разводов	На 10 000 населения
1920	1 370	18,5
1921	1 980	23,9
1922	2 171	22,6
1923	3 755	34,4
1924	3 898	31,9
1925	4 306	31,2
1926	5 536	36,1
1927	16 008	98,4
1928	19 509	114,8
1929	20 747	113,6

Она далеко оставляет за собой частоту разводов в заграничных городах и вообще в западноевропейских странах. Наиболее высокий коэффициент разводов в США, где разводы выше, чем где бы то ни было, составил в 1927 г. 16,2 на 10 000 населения, т. е. был в 6—7 раз ниже, чем ленинградские коэффициенты последних лет.

Что на частоту разводов оказывает преимущественное влияние простота или сложность процедуры развода и освобождение развода от религиозных и иных ограничений, легко усмотреть из динамики разводов в Ленинграде. В 1927 г., когда процедура развода значительно упростилась (возможность разводиться по заявлению лишь

Таблица 4. ПРОЦЕНТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ РАСТОРГНУТЫХ (ПУТЕМ РАЗВОДА) БРАКОВ ПО ИХ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЗА 1923—1929 гг.

Расторгнутые браки с продолжительностью	1923 г.	1924 г.	1925 г.	1926 г.	1927 г.	1928 г.	1929 г.
Менее 1 года . .	14,5	15,9	17,1	19,4	19,5	23,3	26,4
1 год	12,5	11,9	11,7	12,2	10,5	10,7	12,0
2 года	14,2	10,6	11,5	10,2	8,4	8,1	8,3
3—4 года . .	18,1	21,2	19,5	16,7	15,1	12,9	11,9
5—9 лет . .	16,4	17,6	21,0	25,8	27,3	26,4	22,5
10 лет и более	24,3	22,8	19,2	15,7	19,2	18,6	18,9
Всего . . .	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

одной стороны, не прибегая к суду), число разводов дало резкий скачок вверх (с 5536 до 16 008).

Разводы в Ленинграде имеют свои особенности по сравнению с практикой разводов в иных странах. Значительное количество браков в Ленинграде расторгается спустя непродолжительный срок после заключения (см. табл. 4).

Оказывается, из числа всех разводов 26,4% падает на случаи расторжения браков с продолжительностью менее 1 года. При этом процент таких краткосрочных браков растет из года в год. Приводим более подробные данные о таких кратковременных браках.

Продолжительность брака перед разводом	Число разводов в 1929 г.
До 1/2 месяца	342
От 1/2 до 1 месяца	358
1—2 месяца	1 325
3—5 месяцев	1 545
6 месяцев — 1 год	1 887
Итого . . .	5 457

В иных странах (Германия, США) распределение расторгаемых браков по их продолжительности другое. В США, например, за 1927 г. случаи расторжения браков с продолжительностью менее 1 года составляли лишь 4,6% общего числа разводов. Наоборот, 32,8% всех разводов в Америке составляют разводы, происшедшие после 10 лет брачной жизни, тогда как в Ленинграде на долю таких разводов падает лишь 18,9%.

Разработка данных о числе имеющихся в момент развода детей показывает, что наличие детей, по-видимому, редко служит препятствием к разводу (см. табл. 5).

Около 42% всех разводящихся имели к моменту развода детей. Легко подсчитать, что свыше 12 500 детей претерпели то или иное нарушение семейного быта и уклада, вследствие разводов, произведенных в Ленинграде за один лишь 1929 г.

В заключение отметим два любопытных явления в ленинградской брачности.

В дореволюционное время законный брак обязательно оформлялся церковным обрядом. Можно полагать, что и в настоящее время есть некоторая доля браков, подвергающихся такому оформлению. У нас нет прямых данных для суждения о том, как велика эта доля. Мож-

Таблица 5. РАЗВОДЫ В ЛЕНИНГРАДЕ В 1929 г.

Количество детей у разводящихся	Число разводов	В % к итогу
Детей не было	12 179	58,7
1 ребенок	4 938	23,8
2 ребенка	2 076	10,0
3 ребенка	697	3,4
4 и более ребенка	310	1,5
Число детей не указано	547	2,6
Итого	20 747	100,0

но, однако, указать некоторые косвенные способы определения роли современного воздействия религиозных моментов на брак. Как известно, церковь в некоторые периоды года (посты) не допускает совершения обряда брака. В силу этого в дореволюционное время помесячные колебания брачности были весьма велики. Мы приводим параллельное сопоставление дореволюционных и современных помесячных коэффициентов брачности (вычисленных по расчету за год; см. табл. 6).

Даже беглый взгляд на приведенные помесячные данные дает понять, насколько более равномерно распределяются браки в течение года по сравнению с довоенным периодом. Еще более ясное представление о происшедших изменениях можно получить, если взять для сравнения средние числа браков за один день, высчитанные для каждого месяца в 1911—1913 гг. и в 1929 г.

Таблица 6. ПОМЕСЯЧНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ БРАЧНОСТИ. ЛЕНИНГРАД.

Месяцы	1911—1913 гг.	1929 г.
Январь	13,7	16,8
Февраль	10,6	17,6
Март	0,4	15,9
Апрель	10,4	14,9
Май	7,2	14,2
Июнь	4,2	16,0
Июль	6,4	15,5
Август	2,9	16,2
Сентябрь	6,5	16,7
Октябрь	7,1	17,1
Ноябрь	6,3	17,7
Декабрь	0,6	17,2
За год	6,4	16,3

В этом случае равномерность распределения по месяцам лучше всего измеряется коэффициентом изменчивости (вариации) помесячных средних.

Если для периода 1911—1923 гг. коэффициент изменчивости почти достигал 60% (59,6), то в настоящее время он упал до 7,5%. Заметим, что на этом пути освобождения от церковно-обрядовой стороны брака Ленинград значительно опередил, например, Украину, где (1927 г.) даже в городах с населением свыше 100 000 изменчивость равнялась 12,8%, в менее крупных (50 000—100 000 жителей) — 17,0%, еще в более мелких (20 000—50 000) — 27,3%, а в сельских местностях составляла 84,0%[1].

Статистическая разработка данных 1929 г. позволяет дать некоторые сведения о социальном составе вступающих в брак. К сожалению, отдаленность во времени последней переписи[2] и отсутствие тем самым удовлетворительных данных о социальном составе населения не позволяют определить интенсивность брачности в различных социальных группах. Дефектом разработки также является невозможность распределения по социально-классовому признаку значительных групп несамодеятельного населения (попадающего под рубрику «прочие»).

Отметим лишь, что, как показала разработка, в современном Ленинграде группы рабочих и служащих в довольно большом числе случаев образуют, вступая в брак, смешанные пары. Так, из 15 350 браков, заключенных мужчинами-рабочими, свыше 1 500 (10%) заключены с женщинами-служащими. В то же время женщины-работницы из общего числа 9 067 заключенных браков имели свыше 1 600 браков (18%) с мужчинами-служащими. Образование довольно значительного числа подобных смешанных семей в Ленинграде отмечалось уже и по данным семейной переписи 1926 г.[3].

[1] Б. Пустоход і М. Трацевский. Шлюбність на Україні, Киев, Демографічни збірник. Изд. Демографического института Украинской АН. Киев, 1926, стр. 124.

[2] Имеется в виду перепись 1926 г.— *Прим. ред.*

[3] См. В. В. Паевский. Семьи в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1929, № 22.

СРЕДНЯЯ РАЗНОСТЬ ВОЗРАСТОВ ЖЕНИХОВ И НЕВЕСТ[1]

Из числа различных средних величин, характеризующих динамику брачности, обращает на себя внимание своей относительной устойчивостью средняя разность между возрастами брачащихся (между возрастом жениха и невесты) и ее зависимость как от возраста жениха, так и от возраста невесты. За основу для получения указанной разности берется обычная комбинационная таблица повозрастных сочетаний вступающих в брак. Если полученные из этой таблицы значения всех возможных разностей между возрастами жениха и невесты для некоторого возраста жениха x обозначим через d_i, а число браков, дающих такую разность,— через H_i, то, принимая, что общее число женихов в возрасте x равно H, получим следующее выражение для искомой средней разности:

$$d_x = \frac{\Sigma d_i H_i}{H}.$$

В табл. 1 приведены повозрастные значения вышеуказанной разности для Ленинграда по наблюдениям за 1920, 1921 и 1922 гг., а также взвешенная средняя за эти три года[2].

[1] Опубликовано в «Бюллетене Ленинградского губстатотдела». 1924, № 7, стр. 38—41.

[2] Значения разности за календарный год приведены лишь для возрастов наиболее интенсивной брачности, для возрастов же старше 39 лет указаны значения лишь для средних из каждой пятилетней группы возрастов.

Таблица 1

Возраст жениха	Средняя разность между возрастом жениха и невесты, распределенная по возрасту жениха*					Возраст невесты	Средняя разность между возрастом жениха и невесты, распределенная по возрасту невесты			
	1920 г.	1921 г.	1922 г.	средняя 1920—1921—1922 гг.	выравненная средняя		1920 г.	1921 г.	1922 г.	средняя 1920—1921—1922 гг.
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
19	−1,62	−1,31	−1,60	−1,48	−1,60	16	8,06	8,17	7,88	8,06
20	−0,81	−1,16	−1,06	−1,00	−1,00	17	7,91	7,66	7,96	7,85
21	−0,40	−0,37	−1,00	−0,40	−0,40	18	6,91	6,50	6,83	6,74
22	0,32	0,41	−0,18	0,21	0,20	19	6,53	6,32	6,49	6,45
23	1,04	0,88	0,48	0,83	0,80	20	6,18	5,95	5,86	6,02
24	1,66	1,58	1,27	1,52	1,40	21	5,59	5,76	5,91	5,74
25	2,30	2,09	1,67	2,05	2,00	22	5,51	5,38	5,24	5,39
26	2,81	2,81	2,50	2,72	2,60	23	5,17	5,16	4,93	5,10
27	3,35	3,40	2,89	3,24	3,20	24	4,95	4,91	4,45	4,80
28	3,88	3,82	3,47	3,75	3,80	25	4,50	4,94	4,36	4,67
29	4,31	4,32	3,99	4,23	4,40	26	4,67	4,14	4,21	4,36
30	4,58	4,64	4,09	4,46	5,00	27	4,47	4,17	4,32	4,34
31	4,88	5,32	5,15	5,10	5,60	28	4,48	3,78	3,36	3,96
32	6,00	6,03	5,79	5,96	6,20	29	4,47	3,48	3,29	3,81
33	6,70	6,67	6,42	6,61	6,80	30	4,45	4,41	3,99	4,31
34	6,29	6,99	6,88	6,69	6,72	31	4,39	3,88	2,83	3,75
35	7,15	7,70	7,93	7,52	7,16	32	3,61	3,24	3,22	3,88
36	7,59	7,69	7,39	7,57	7,60	33	3,76	3,28	2,73	3,32
37	8,14	7,99	8,59	8,22	8,03	34	2,79	3,55	2,70	3,01
38	8,37	9,06	8,26	8,58	8,47	35	4,12	2,59	2,13	3,11
39	8,36	8,66	8,59	8,51	8,91	36	2,75	3,25	2,60	2,86
42	9,98	10,32	10,46	10,22	10,22	37	2,49	3,48	2,25	2,74
47	13,12	12,27	12,73	12,76	12,41	38	2,58	1,75	1,80	2,14
52	14,85	15,18	14,19	14,77	14,59	39	1,48	1,23	2,31	1,64
57	16,79	15,24	14,57	15,54	16,77	42	1,17	1,51	1,53	1,39
65	19,95	19,82	22,70	20,91	20,27	47	−0,86	0,03	2,39	−0,20
						52	−1,56	−2,20	−2,78	−4,05
						57	−4,77	−5,05	−3,46	−4,53
						65	−9,53	−9,29	−8,21	−9,02

* Значения разности по годам приведены лишь для возрастов наиболее интенсивной брачности, для возрастов же старше 39 лет указаны значения лишь для средних из каждой пятилетней группы возрастов.

Из приведенной таблицы видно, что рассматриваемая разность изменяется в тесной зависимости как от возраста жениха, так и от возраста невесты. Эта зависимость может быть выражена математической функцией. Что касается вида этой функции, то на этот счет могут быть

различные мнения. Книббс (G. H. Knibbs)[1] из наблюдений над брачностью в Австралии делает вывод, что означенная функция, выражаясь некоторой кривой в возрастах наиболее интенсивной брачности, лишь приблизительно с возраста 42,5 лет для жениха и 32,5 лет для невесты достаточно удовлетворительно может быть выражена линейной функцией вида

$$D_1 = -1{,}745 + 0{,}266x \quad 42{,}5 < x < 67{,}5;$$

$$D_2 = 1{,}76y \quad 32{,}5 < y < 60,$$

где x и y — соответственно возрасты жениха и невесты.

Казалось бы (в особенности по наблюдениям над брачностью в Ленинграде), нет особой необходимости прибегать к нелинейным функциям для аналитического выражения зависимости разности от возраста. Как показали вычисления[2], эту зависимость можно вполне удовлетворительно выразить некоторой прямой, вернее, совокупностью двух прямых (полученных методом наименьших квадратов).

$y = 0{,}6x_1 - 13$ при $19 < x_1 < 33$ I прямая

$y = 0{,}437\,x_1 - 8{,}13$ при $33 < x_1 < 65$ II прямая

для возраста жениха (x_1) и

$y = 10{,}35 - 0{,}214\,x_2$ при $16 < x_2 < 42$ III прямая

$y = 15 - 0{,}35\,x_2$ при $42 < x_2 < 65$ IV прямая

для возраста невесты (x_2).

Как мы видим, при расположении разности по возрастам жениха происходят следующие ее изменения. В самых молодых возрастах жениха разность имеет отрицательную величину, т. е. невеста в среднем старше жениха. Около 22 лет (21,7) средний возраст невесты сравнивается с возрастом жениха (разность обращается в 0). Дальше разность, получая положительные значения, все время возрастает, следуя прямой I, до возраста 33 лет, в котором замечается некоторый перегиб, и дальнейшее возрастание разности идет уже более медленным темпом, следуя значениям прямой II и все время продолжая увеличиваться по абсолютному значению. При расположении по возрастам невесты мы имеем другую картину. Наибольшую положительную величину разность эта имеет в самом молодом брачном возрасте невесты — 16 лет, а затем эта разность все время непрерывно убывает, сначала согласно прямой III, а затем, достигнув приблизительно возраста 42 лет, где средний возраст жениха сравнивается с возрастом невесты, принимает отрицательную величину (жених в среднем моложе) и убывает затем в соответствии с прямой IV вплоть до конца таблицы.

Как можно видеть из сравнения трех годов наблюдения, разность эта является для данного возраста величиной весьма устойчивой во времени. Значения ее весьма незначительно колеблются из года в год, и даже эти колебания скорее всего происходят за счет неполноты основного материала. (В старших возрастах некоторые сочетания возрастных комбинаций дают лишь 1—2 случая, из которых и получается средняя величина.) Интересно то обстоятельство, что устойчивость этой разности наблюдается не только во времени, но и по отношению к различным народностям. Из табл. 2, где сопоставлены значения разностей для таких различных территорий, как Саксония, Ольденбург, Австралия и Ленинград, видно, что разность эта и здесь продолжает оставаться заключенной в весьма тесных пределах.

Таблица 2

Возраст жениха	г. Ленинград	Саксония	Италия	Ольденбург	Австралия
19	— 1,48	—2,09	—1,61	—	—1,14
20	— 1,00	—1,45	—0,61	—4,70	—0,64
23	0,83	0,26	1,30	—2,20	0,88
27	3,24	2,57	3,87	1,00	2,81
32	5,96	4,71	—	4,80	5,19
37	8,22	6,80	—	8,80	7,45
42	10,22	8,44	—	11,80	9,37
47	12,76	9,40	—	13,70	10,76
52	14,77	—	—	—	12,10
57	15,54	—	—	—	13,42
65	20,91	—	—	—	15,55

[1] Цитировано по Czuber. Mathematische Bevölkerungstheorie, Leipzig, 1923, S. 176.

[2] См. графы 5 и 6 табл. 1.

Такая устойчивость этой разности, как во времени, так и по отношению к самым разнохарактерным народностям, и такое единообразие в ее изменениях сообразно возрасту показывают, что на величину этой разности территориальные изменчивые социально-экономические факторы если и влияют, то в весьма слабой степени. Причины ее, вероятно, лежат много глубже, в самой сущности человеческой природы, почему мы можем с достаточным основанием причислить величину указанной разности к числу тех величин, которые играют основную роль в биометрии, и с полным правом считать ее биометрической функцией.

ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ЗНАЧЕНИЕ КОЛЕБАНИЙ ОБЩЕЙ СМЕРТНОСТИ[1]

Постепенное понижение общей смертности, наблюдаемое за последнее время во всех культурных странах, не раз побуждало ставить вопрос о том, как может отразиться подобное понижение смертности на общей экономике страны. Дело в том, что общее понижение смертности происходит главным образом в результате понижения смертности детских и юношеских возрастов, в то время как смертность возрастов рабочих в эти же периоды или очень мало понижается, или даже повышается. Примером может служить изменение смертности мужского населения Европейской России, где в 1907—1908 гг. получается следующее возрастание (+) или убывание (—) повозрастной смертности, сравнительно с ожидаемой по коэффициентам для 1896—1897 гг.[2].

Таблица 1

Возрастные группы	0—5	5—15	15—25	25—35	35—45	45—55	55—65	65—75	75 и выше
Процентное возрастание или убывание чисел умирающих	—18,7	—19,2	+3,3	-0,1	+8,5	+8,9	+4,4	+0,3	+13,6

[1] Опубликовано в «Бюллетене Ленинградского губстатотдела», 1924, № 9, стр. 38—40.

[2] С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России, стр. 183, а также стр. 175 (мужское население Англии). У женщин в силу меньшей их экономической активности обычно такого явления не наблюдается.

Такое изменение смертности, сохраняющее жизнь главным образом экономически неактивным группам населения, позволяет некоторым исследователям говорить об экономической невыгодности общего уменьшения смертности, как фактора, понижающего процент производительной части населения.

В последнее время известный итальянский статистик-экономист Мортара[1] при сравнительном рассмотрении таблиц смертности различных национальностей установил весьма интересный факт, который позволяет подойти к решению данного вопроса с совершенно новой стороны. Сущность факта, подмеченного Мортара, заключается в следующем: пусть символом ${}_{(n)t}E_0$ обозначается отсроченная на n лет, временная до возраста t лет, средняя жизнь при рождении, или, другими словами, математическое ожидание числа лет, которое проживет новорожденный в промежутке между возрастами от n до t лет, определяемое по формуле

$$ {}_{(n)t}E_0 = \frac{l_n}{l_0}\left(E_n - \frac{l_t}{l_n}E_t\right), $$

где l_0 — число родившихся, лежащее в основе таблицы, l_n — число доживших до возраста n, а E_n и E_t — соответственно средняя жизнь в возрастах n и t лет.

При этих условиях Мортара устанавливает следующие закономерности:

1. Ожидаемая при рождении средняя жизнь в промежутке между возрастами 15 и 60 лет всегда составляет

Таблица 2

Страны и годы	Германия, 1891—1900	Англия			Франция, 1898—1903	Италия, 1899—1902	Австрия, 1900—1901	Голландия, 1890—1899
		1891—1900	1901—1910	1910—1912				
Величина K	0,62	0,62	0,62	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61

[1] G. Mortara. Lezioni di Statistica Economica e Demografica dettate nel R. Instituto Superiore di Studi Commerciali in Roma, 1919—20, Roma, 1920.

большую часть всей средней жизни новорожденного (превышает половину всей средней жизни).

2. Отношение этих двух величин для различных стран и эпох составляет величину постоянную и равную приблизительно 0,6.

Из первого положения вытекает следующее заключение: всякое понижение общей смертности, увеличивающее среднюю продолжительность жизни новорожденного, тем самым в большей степени увеличивает ожидаемую среднюю жизнь в экономически активных (15—60) возрастах, чем в группах возрастов старческих и детских, и, следовательно, сопровождается увеличением относительного числа рабочих лет всего населения.

Второе положение подводит весьма любопытный математический фундамент к первому закону, принимая в наших обозначениях вид:

$$ K = \frac{{}_{(15)60}E_0}{E_0} = 0{,}6. $$

Справедливость последнего равенства была проверена автором по таблицам смертности весьма различных стран и эпох, и нужно удивляться, с какой точностью этот закон сохраняет свою силу при самых разнообразных изменениях смертности и самой величины средней продолжительности жизни для разных наций.

Произведенные нами сопоставления различных русских и иностранных табличных данных дали, как это видно из табл. 2, также вполне согласующиеся с законом

Бельгия, 1891—1900	Европейская Россия, 1896—1897	Украина, 1896—1897	Дания, 1895—1900	Швеция, 1891—1900	Норвегия, 1891—1900	Норвегия, 1901—1910	г. Ленинград, 1910—1911	г. Ленинград, 1920	Бреслау, 1906—1910
0,61	0,60	0,60	0,60	0,59	0,59	0,59	0,62	0,61	0,60

величины. Если добавить к этой таблице данные, полученные самим автором путем рассмотрения таблиц для

таких несходных с Европой по условиям жизни стран, как Индия (0,59), Австралия (0,61) и Япония (0,61), то можно видеть, что закономерность эта почти не зависит ни от страны, ни от эпохи наблюдения, ни от вариаций общей смертности. Величина K изменяется в весьма тесных пределах, от 0,59 до 0,62, в то время как величина средней продолжительности жизни для этих же таблиц колеблется от 23,5 лет (Ленинград, 1920 г.) до 56,3 (Норвегия, 1901—1910 гг.). Можно сказать поэтому, что величина K не является, как все другие табличные числа, величиной, характеризующей смертность данной страны и данной эпохи, а представляет собой постоянную величину.

Весьма трудно пока дать точное объяснение тех незначительных колебаний, которые испытывает величина K. Можно предполагать, что более высокая величина K — для мужского пола — определяется повышенной смертностью мальчиков по сравнению с девочками. Точно так же устойчиво низкое K для Скандинавских стран, по-видимому, находится в связи с относительно высокой жизнестойкостью детей в этих странах.

Во всяком случае, теория Мортара дает убедительные доводы в пользу экономической выгодности для страны понижения общей смертности.

ИЗМЕРЕНИЕ СМЕРТНОСТИ ГРУДНЫХ ДЕТЕЙ[1]

Одним из наиболее объективных показателей, характеризующих степень полезности того или иного учреждения охраны детей, или даже того или иного отдельного мероприятия, является тот показатель, который измеряет смертность детей, находящихся в данном учреждении или подвергнутых действию данного мероприятия. С этой точки зрения необходима прежде всего возможность сравнения между собой смертности детей в двух различных группах: желательно иметь возможность сравнить смертность детей, находящихся в данном учреждении, и в обычных условиях. Не менее существенна возможность сравнения между собой смертности в отдельных учреждениях.

Для возможности осуществления этих основных требований необходимо непременное соблюдение двух условий, которым и должен удовлетворять искомый показатель смертности.

1. Показатель, измеряющий смертность в испытуемом учреждении, должен выражаться в тех же единицах и иметь тот же смысл, как и показатели, принятые в общей статистике населения, которая уже с давних пор разрешила задачу взаимной сравнимости своих данных, путем принятия единообразных мер.

2. Показатель, измеряющий смертность в отдельных учреждениях, должен получаться в результате единообразных принципиальных положений, положенных в осно-

[1] Опубликовано в журнале «Охрана материнства и младенчества», Л., 1925, № 2, стр. 132—140.

ву его исчисления. Эти принципиальные положения должны быть взяты с таким расчетом, чтобы они опять-таки если и не были бы совершенно идентичными с теми, которые принимает в своих измерениях общая статистика, то, во всяком случае, были бы по возможности аналогичны им, видоизменяясь от случая к случаю таким же образом, как изменялась бы общая статистика, поставленная в заданные структурой учреждения условия.

Первое из поставленных требований — измерение детской смертности в учреждениях такими же мерами и показателем того же смысла, каким измеряется общая смертность грудных детей,— удовлетворяется введением понятия «вероятности смерти ребенка в возрасте 0—1 год», как мерила испытуемой смертности. Введение именно такой величины диктуется как соображениями ее общепринятости в международной статистике, так и рядом других соображений. Такая величина не вызывает сомнений в своем толковании, удобна для вычисления и, наконец, что самое важное, имеет смысл в отношении как любого числа детей, так и любого календарного промежутка времени, на основании которого она выведена. Она не изменяется в два, в три раза с увеличением времени наблюдения в два, в три раза, она не увеличивается в двенадцать раз при переходе от периода наблюдения в один месяц к периоду наблюдения в один год; при всяких периодах наблюдения — от самых незначительных (1—2 месяца) до периодов наблюдения в десятки лет — она сохраняет порядок своей величины. Так, если по наблюдениям одного месяца мы заметим, что смертность грудных детей выражается вероятностью 0,138 или что на каждых 100 детей умирает, не дожив до одного года, 13,8, то в случае перехода к периоду наблюдения в год, десятки лет при условии отсутствия существенных изменений смертности, мы не получим величину, в двенадцать раз большую, а будем получать все ту же величину — 13,6; 13,2; 14,8 и т. п., т. е. величину, изменившуюся лишь настолько, насколько средняя смертность за все 12 месяцев была больше или меньше смертности за наблюдаемый раньше месяц. Итак, смертность грудных детей измеряется числом тех детей, которые умирают из каждых ста родившихся, не дожив до возраста одного года, или, что то же, вероятностью смертности ребенка в возрасте до одного года.

Второе поставленное условие — целесообразный выбор основных положений для вывода величин вероятности — требует некоторых разъяснений. Детская смертность на протяжении первого года жизни терпит колоссальные изменения. Если сравнить вероятность смерти для ребенка на первом дне его жизни и, например, на шестом, то мы получим почти всегда в первом случае вероятность смерти, в 8—9 раз большую; если мы сравним смертность на первой неделе жизни и на четвертой, то в первом случае получим величину, в 5—6 раз большую, чем во втором; если мы сравним смертность на первом месяце жизни ребенка и на двенадцатом, то опять-таки в первом случае мы получим смертность, в 5—6 раз большую, чем во втором. Предположим теперь, что нам требуется сравнить постановку дела в двух однородных учреждениях и мы желаем в качестве мерила взять величину смертности одного и другого учреждения. Пусть в первом учреждении, в силу ли случайности или просто местных условий, мы будем в подавляющем числе случаев иметь детей в возрасте 0—5 месяцев, а во втором в столь же подавляющей части — детей в возрасте 6—11 месяцев. Ясно, что при всех прочих равных условиях, при совершенно одинаковой постановке дела, мы все же всегда будем в первом учреждении иметь смертность, в весьма значительной мере превышающую смертность во втором учреждении. Различие возрастного состава определяет и различия смертности, и смертность уже не сможет нам служить показателем различия постановки дела — она будет показывать лишь различие возрастного состава; это различие скроет все остальные различия. Отсюда следствие: при измерении смертности мы должны элиминировать различия возрастного состава. Это должно служить первым принципиальным положением при исчислении смертности.

Второе и не менее важное положение должно заключаться в элиминировании текучести состава исследуемого учреждения. Не безразлично с точки зрения измерения смертности, пробыл ли в учреждении ребенок весь тот период календарного времени (например, период с 1 января по 1 июля), который взят для наблюдения, или же он провел лишь несколько дней в течение этого периода. Понятно, что только проведенное в учреждении время может идти в расчет при определении смертности. Вполне

понятно (из тех соображений о влиянии возраста на смертность, которые были приведены выше), что оба эти фактора — возраст и время, проведенное в учреждении под наблюдением,— должны учитываться совместно. Не так существенно само по себе обстоятельство изменения состава учреждения, в смысле изменения населяющих его индивидуумов, как то обстоятельство, что место выбывшего шестимесячного ребенка может занять ребенок двухмесячный. Из этого положения вытекает необходимость сводки наблюденных данных одновременно по двум признакам — времени, проведенному под наблюдением, и возрасту ребенка за это время. С этой точки зрения находит свое логическое объяснение учет проведенного под наблюдением времени не как календарного времени, а как времени возраста. Ниже будут указаны технические способы такого учета.

Таковы два главных принципиальных требования, которые должны лежать в основе учета смертности. Выбор того или иного метода учета относится уже к категории вопросов техники статистического исчисления; однако и к роду метода могут быть предъявлены некоторые требования. Одно из основных подобных требований есть требование простоты метода. Метод должен быть настолько прост, чтобы вычисление сообразно предложенной схеме отнимало бы возможный минимум времени и было бы доступно для любого детского дома, для любой консультации, не требуя особой статистической квалифицированности от вычислителя. Математика, в случаях, когда необходимо добиться возможной простоты вычисления, предлагает обращаться к методам приближенного исчисления. Сущность всякого приближенного метода заключается в том, что мы заранее определяем потребную нам точность, дальше которой идти не нужно. Как оказывается, в таком случае почти всегда можно добиться значительных упрощений в вычислениях. Такой же способ мы прилагаем и в данном вопросе.

Практический ход работ по вычислению смертности должен складываться следующим образом. Для возможности учета возраста и проведенного под наблюдением времени необходимо по отношению к каждому индивидууму иметь определенный ответ на следующие вопросы:

1. Дата рождения. В некоторых случаях (подкидыши и т. п.) вместо даты рождения может иметься возраст ребенка к некоторому определенному моменту, из которого и определяется примерная дата рождения.

2. Дата вступления под наблюдение.

3. Дата выхода из-под наблюдения — при условии выхода живым (только по отношению к оставшимся в живых за все время наблюдения).

4. Дата смерти (только по отношению к умершим до одного года).

Обычно все эти сведения имеются на индивидуальной карточке, индивидуальном листке или, вообще говоря, на каком-либо документе, сопровождающем ребенка.

Для вычисления смертности детей необходимо прежде всего установление твердых границ того календарного промежутка времени, за который мы хотим измерить смертность. Пусть, например, таким периодом будет первое полугодие 1925 г. Тогда на основании вышеупомянутых дат, с одной стороны, и границ взятого календарного периода — с другой, мы имеем возможность получения для каждого ребенка следующих группировочных признаков:

1) возраст ребенка в момент вступления под наблюдение;

2) возраст ребенка в момент выхода из-под наблюдения;

3) возраст ребенка в момент смерти.

Все эти возрасты по возможности следует выражать в днях. Соблюдение этого правила безусловно обязательно по отношению к возрасту, меньшему одного месяца.

Понятие «возраст в момент вступления» требует некоторых разъяснений. Не вызывает сомнения это понятие в том случае, если ребенок вступил под наблюдение в течение указанного периода, например в один из дней между 1 января и 1 июля 1925 г. По отношению же ко всем тем лицам, которые уже находились под наблюдением к моменту начала периода, т. е. к 1 января 1925 г., моментом вступления следует считать именно 1 января 1925 г. и определять возраст поступления, как именно тот возраст, который наблюдается у ребенка 1 января 1925 г. Отдельно следует учитывать тех детей, которые родились в период наблюдения; общее число таких детей должно составлять особую группу, место которой в вычислении будет указано далее. По отношению к понятию «возраст при выходе из-под наблюдения» необходимо также пояс-

нение. Если ребенок до конца периода наблюдения, т. е. до 1 июля в нашем примере, оставался в учреждении или вообще под наблюдением, то моментом выбытия его нужно считать именно 1 июля 1925 г. и к этому моменту и определять его «возраст в момент выбытия».

Размеченный по указанным двум статистическим признакам — возрасту при вступлении и возрасту при выходе (или смерти) — материал (индивидуальные листы) должен быть затем подвергнут сводке, т. е. должна быть составлена таблица, подобная табл. 1[1].

Таблица 1

Возраст в днях	Число поступивших в данном возрасте под наблюдение	Число выбывших в данном возрасте из-под наблюдения	Число умерших	Число доживших до начала возрастного периода
0—4	7	—	—	x
5—9	93	2	2	7
10—14	441	12	7	96
15—29	908	51	16	518
30—59	426	133	12	1 359
60—89	203	153	21	1 640
90—119	203	208	11	1 669
120—149	188	187	19	1 653
150—179	171	174	14	1 635
180—209	169	183	11	1 618
210—239	134	170	15	1 593
240—269	121	161	11	1 542
270—299	76	190	15	1 491
300—329	55	334	5	1 362
330—365	43	307	10	1 078
1 год и выше	—	804	—	804

На основании такой таблицы (которая состоит из первых четырех граф вышеприведенной таблицы) мы легко путем простых сложений и вычитаний строим еще одну дополнительную графу — число доживших под наблюдением до начала любого возрастного периода (см. табл. 2). Действительно, как мы видим из первой

[1] Данные за 1924 год по 15-му пункту охраны материнства и младенчества в Ленинграде собраны и разработаны [д-ром] А. Н. Типольт.

строки, в возрасте 0—4 дня вступило под наблюдение 7 детей, не выбыло и не умерло ни одного, в результате остались (дожили до начала следующего периода, т. е. до 5 дней) все 7 детей; в течение периода 5—9 дней к этому числу прибавилось 93 ребенка и из них выбыло 2 и умерло 2 — осталось (дожило до начала следующего периода, т. е. до 10 дней) 96 человек, и т. д. до конца таблицы.

В остающееся пустое место (x) должно быть помещено число родившихся под наблюдением детей, о котором говорилось выше.

Из этой таблицы, составить которую нетрудно и которая связана с минимальными вычислениями, можно получить все необходимые величины, измеряющие смертность детей в детских учреждениях.

Ранее мы говорили, что предполагаем вести вычисления по приближенному методу; точность полученных данных, как показал опыт, вполне удовлетворительна и дает возможность значительно упростить вычисления.

В основе наших вычислений будет лежать некоторое предположение, которое статистическая практика всех страховых учреждений подтверждала и подтверждает при всех достаточно больших числах наблюденных случаев. Возьмем какой-нибудь из данных в таблице возрастных периодов, например период от 150 до 179 дней. Нас интересует вопрос, какое число детей мы должны считать прожившими полностью этот возрастной период под наблюдением. Несомненно, если нам известно, что до начала этого периода дожили 1635 детей и в течение всего периода выбыли из-под наблюдения 174, то 1635—174 = =1461 прожили этот возрастной период полностью. Иначе решается вопрос относительно прибывших 171 и выбывших 174. Эти дети тоже жили под наблюдением известное число дней из данного периода, но полностью они его не прожили. Какую же часть его они прожили под наблюдением? Ответ на это может быть получен двояким путем. Можно проследить каждого отдельного прибывшего и выбывшего ребенка и подсчитать, сколько дней в указанном возрасте он прожил под наблюдением. Этот способ при сколько-нибудь большом числе случаев весьма затруднителен, вследствие кропотливости исчислений, с ним связанных. Другой способ, в котором на помощь приходят приближенные методы статистического исчисле-

ния, заключается в следующем: мы просто предполагаем, что в течение каждого рассматриваемого возрастного периода дети как прибыли, так и выбыли равномерно; некоторые пробыли меньше половины срока, другие больше, но в среднем можно считать, что как прибывающие, так и выбывающие дети пробывают половину срока. Таким образом, мы прямо считаем, что 171 ребенок прибывший и 174 выбывших ребенка пробыли по половине возрастного срока, а значит, вместо того, чтобы брать 171 ребенка и считать, что они пробыли полсрока, можно взять 171 : 2 = 85,5 детей и считать их пробывшими полный срок. Точно так же мы берем в рассмотрение 174 : 2 = 87 выбывших детей и считаем, что они также пробыли полный срок. Эти два количества и нужно прибавлять ко взятому ранее числу 1461 детей, пробывших, вне сомнения, полный срок. Итак, общее число детей, пробывших полный срок, будет:

$$1635 - 174 + 85{,}5 + 87 = 1633{,}5,$$

т. е., еще упрощая:

$$1635 + 85{,}5 - 87 = 1633{,}5.$$

Получаем правило: чтобы получить число детей, проживших под наблюдением полный возрастной срок, мы должны взять число доживших до начала этого срока детей, прибавить к нему половину поступивших за этот срок детей и вычесть половину выбывших (живыми) за этот срок детей[1]. Получаем новую графу, которая заполняется весьма просто.

Дальнейшая задача — определение вероятности смерти в том или ином возрасте (см. табл. 3). Решение ее не представляет затруднений. Достаточно каждое число из последней графы («Умерли») разделить на соответствующее число предпоследней графы (прожили полный срок). В сущности задача решена. Мы имеем вероятности смерти в каждом отдельном возрастном периоде. Умножая их на 100, мы можем получить те же вероятности в процентах.

Обычно, однако, отдельные возрастные периоды мало интересуют работников практики. Для них важно полу-

[1] Еще раз напоминаем, что предложенный метод — способ приближенный, точное отражение вероятности смерти можно получить, точно подсчитав число дней возраста, прожитых каждым ребенком в каждом возрастном периоде.

Таблица 2

Возраст в днях	Дожили до начала срока	Половина прибывших	Половина выбывших	Прожили полностью весь срок	Умерли
0—4	0	3,5	0,0	3,5	0
5—9	7	46,5	1,0	52,5	2
10—14	96	220,5	6,0	310,5	7
15—29	518	454,0	25,5	946,5	16
30—59	1 359	213,0	66,5	1505,5	12
60—89	1 640	101,5	76,5	1665,0	21
90—119	1 669	101,5	104,0	1666,5	11
120—149	1 653	94,0	93,5	1652,5	19
150—179	1 635	85,5	87,0	1633,5	14
180—209	1 618	84,5	91,5	1611,0	11
210—239	1 593	67,0	85,0	1575,0	15
240—269	1 542	60,5	80,5	1522,0	11
270—299	1 491	38,0	95,0	1434,0	15
300—329	1 362	27,5	167,0	1222,5	5
330—365	1 078	21,5	153,5	946,0	10

Таблица 3

Возраст в днях	Вероятность смерти в течение данного возрастного периода	Из 100 доживших до начала периода умирает в течение всего периода
0—4	0,00000	0,000
5—9	0,03809	3,809
10—14	0,02254	2,254
15—29	0,01690	1,690
30—59	0,00797	0,797
60—89	0,01261	1,261
90—119	0,00660	0,660
120—149	0,01150	1,150
150—179	0,00857	0,857
180—209	0,00683	0,683
210—239	0,00952	0,952
240—269	0,00723	0,723
270—299	0,11046	11,046
300—329	0,00409	0,409
330—365	0,01057	1,057

чить одну цифру, одну величину, которая характеризовала бы смертность данного учреждения и которую можно было бы сравнить с соответствующей величиной для города. Иными словами, важно получить ответ на вопрос: какой процент детей доживает в учреждениях до одного года? Для разрешения этого вопроса берем в рассмотрение какое-нибудь круглое число родившихся, например 100, 1000 и т. п., и стараемся выяснить, сколько из него доживет до одного года. Проделаем это на нашем примере (см. табл. 4).

Таблица 4

Возраст в днях	Число доживших до указанного возраста	Из данного числа доживших умрет, не достигнув следующего (в таблице) возраста	Доживет до следующего (по таблице) возраста
0	100,000	0,000% от 100,000=0,000	100,000—0,000=100,000
5	100,000	3,809% „ 100,000=3,809	100,000—3,809= 96,191
10	96,191	2,254% „ 96,191=2,168	96,191 —2,168= 94,023
15	94,023	1,690% „ 94,023=1,589	94,023—1,589= 92,434
30	92,434	0,797% „ 92,434=0,737	92,434—0,737= 91,697
60	91,697	1,261% „ 91,697=1,156	91,697—1,156= 90,541
90	90,541	0,660% „ 90,541=0,598	90,541—0,598= 89,943
120	89,943	1,150% „ 89,943=1,034	89,943—1,034= 88,909
150	88,909	0,857% „ 88,909=0,762	88,909— 0,762=88,147
180	88,147	0,683% „ 88,137=0,602	88,147— 0,602=87,545
210	87,545	0,952% „ 87,545=0,833	87,545— 0,833=86,712
240	86,712	0,723% „ 86,712=0,627	88,712— 0,627=86,085
270	86,085	1,046% „ 86,085=0,900	86,085— 0,900=85,185
300	85,185	0,409% „ 85,185=0,348	85,185— 0,348=84,837
330	84,837	1,057% „ 84,837=0,896	84,837— 0,896=83,941
1 год	83,941		

Итак, доживает до конца первого года жизни из каждых 100 родившихся 83 941. Значит, умирает за весь первый год 16,059 человек. Это и есть цифра, характеризующая детскую смертность в данном детском учреждении.

Эта величина подлежит сравнению с общегородской цифрой смертности. Укажем еще одно обстоятельство. В тех случаях, когда данные общегородской статистики не сведены в относительные величины, вычисление общегородской детской смертности можно для сравнения со смертностью испытуемого учреждения вычислить приближенно следующим образом. Пусть нам нужно вычислить

коэффициент смертности грудных детей для некоторого города за 1924 г. Берем в рассмотрение три примерных числа:

1. Число детей, умерших в 1924 г. в возрасте 0—1 год — 5600
2. Число родившихся в течение 1924 г. —30000
3. Число родившихся в течение 1923 г. —36000

Если взять две трети числа родившихся в 1924 г. и одну треть числа родившихся в 1923 г., то полученная сумма этих двух чисел будет весьма близко подходить к тому числу родившихся, из которых получаются смертные случаи грудных детей 1924 г.

Поэтому делением одного числа (5600) на полученное (32 000) получим вероятность смерти для общегородских детей, равную 0,175, или в процентах — 17,5 умерших до года детей из каждых 100 родившихся[1].

[1] Расчеты произведены автором в 1925 г. В настоящее время детская смертность в СССР значительно ниже. В 1968 г. она составляла 26 умерших на 1000 родившихся, или, в процентах, 2,6 на 100 родившихся.— *Прим. ред.*

ОБ ОДНОМ ОБЩЕМ ВЫРАЖЕНИИ ДЛЯ ДОЖИВАЕМОСТИ В УСЛОВИЯХ СМЕРТНОСТИ ДАННОГО КАЛЕНДАРНОГО ПРОМЕЖУТКА

Под доживаемостью в некотором календарном промежутке условимся понимать вероятность дожития до заданного возраста лица из такой воображаемой совокупности, которая при своем старении последовательно проходит через все те значения повозрастной смертности, какие наблюдены в заданном (произвольной величины) календарном промежутке времени.

Пусть $\varphi(x, \tau)$ изображает плотность смертности для возраста x и календарного момента τ (в замкнутом, т. е. не подверженном миграции, населении).
Тогда

$$M_{x_1}^{\tau_1,\tau_2} = \int_0^{x_1}\int_{\tau_1}^{\tau_2} \varphi(x,\tau)\,d\tau\,dx \quad (\tau_2>\tau_1) \tag{1}$$

будет численно равно количеству умерших в возрасте от 0 до x_1 за время (τ_1, τ_2), и, следовательно, при соответственно избранном виде функции параметры $\varphi(x, \tau)$ могут быть определены тем или иным интерполяционным приемом на основе данных обычной статистической табличной разработки.

Пусть далее $g(\tau)$ изображает плотность родившихся для момента τ. Выберем какой-либо возраст z. Тогда лица, достигающие возраста z в промежутке времени (τ_1, τ_2), все по моментам рождения будут относиться к промежутку

$$\tau_1 - z,\ \tau_2 - z,$$

и все точки их линий жизни (моменты достижения различных возрастов x) будут лежать в той части координатной плоскости (x, τ), которая ограничена прямыми:

$$\tau = (\tau_1 - z) + x;$$

$$\tau = (\tau_2 - z) + x,$$

и, следовательно, количество доживших до возраста v из числа родившихся в промежутке $(\tau_1 - z, \tau_2 - z)$ будет численно равно

$$L_v = \int_{\tau_1-z}^{\tau_2-z} g(\tau)\,d\tau - \int_0^{v}\int_{\tau_1-z+x}^{\tau_2-z+x} \varphi(x,\tau)\,d\tau\,dx. \tag{2}$$

Полагая здесь $v = z$, получим L_z — число доживших до возраста z, причем до этого возраста (z) указанная совокупность доживет как раз в заданном календарном промежутке (τ_1, τ_2).

Вероятность лицу из указанной совокупности умереть в следующий элементарно малый промежуток возраста

$$z,\ z+dz$$

внутри тех же границ времени вымирания (τ_1, τ_2) будет:

$$\mu_z^{\tau_1,\tau_2}\,dz = \frac{dz\int_{\tau_1}^{\tau_2}\varphi(z,\tau)\,d\tau}{\int_{\tau_1-z}^{\tau_2-z} g(\tau)\,d\tau - \int_0^{z}\int_{\tau_1-z+x}^{\tau_2-z+x}\varphi(x,\tau)\,d\tau\,dx}. \tag{3}$$

Рассматривая далее изменение z от 0 до исследуемого возраста x_1, приходим к следующему выражению для вероятности некоторой совокупности лиц дожить до возраста x_1, если эта совокупность на протяжении возрастного промежутка $(0, x)$ последовательно проходит через условия той повозрастной смертности, какая наблюдена в промежутке вымирания (τ_1, τ_2):

$$l_{x_1}^{\tau_1,\tau_2} = e^{-\int_0^{x_1} \frac{dz \int_{\tau}^{\tau_2} \varphi(z,\tau)\,d\tau}{\int_{\tau_1-z}^{\tau_2-z} g(\tau)\,d\tau - \int_0^z \int_{\tau_1-z+x}^{\tau_2-z+x} \varphi(x,\tau)\,d\tau dx}} \qquad (4)$$

Найденное совершенно общее выражение для доживаемости, выражающее общую идею таблицы смертности «идеального» поколения в случае вполне замкнутого населения, может иметь многочисленные практические приложения.

В качестве примера рассмотрим приложение найденного выражения к построению показателя детской смертности на протяжении некоторого календарного месяца (обычно получаемого чисто эмпирическими путями). Заметим, что на практике в этом случае можно обычно полагать

$$\varphi(z,\tau) = g(\tau - z) \cdot f(z).$$

Задавшись для простоты линейной зависимостью для $g(\tau)$

$$g(\tau) = a + b\tau$$

и перенеся начало координат в середину изучаемого промежутка времени, положим сначала

$$f(z) = k;\ \varphi(z,\tau) = k[a + b(\tau - z)]. \qquad (5)$$

Тогда

$$\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} \varphi(z,\tau)\,d\tau = k(a - bz);\quad \int_{-\frac{1}{2}-z}^{\frac{1}{2}-z} g(\tau)\,d\tau = a - bz;$$

$$\int_0^z \int_{-\frac{1}{2}-z+x}^{\frac{1}{2}-z+x} \varphi(x,\tau)\,d\tau dx = kz(a - bz);$$

и выражение (4) принимает вид:

$$l_x = e^{-\int_0^x \frac{k(a-bz)dz}{a-bz-kz(a-bz)}} = 1 - kx, \qquad (6)$$

а вероятность смерти (на промежутке возраста 0, x):

$$q_x = 1 - l_x = kx. \qquad (6а)$$

Постоянная k может быть определена из формулы (1) путем использования статистических таблиц:

$$M_{(x)} = \int_0^x \int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} \varphi(z,\tau)\,d\tau dz = kx\left(a - \frac{bx}{2}\right); \qquad (7)$$

$$k = \frac{M_{(x)}}{x\left(a - \frac{bx}{2}\right)},$$

$$a - \frac{bx}{2} = \frac{1}{x}\int_{-x}^{0} g(\tau)\,d\tau = n,$$

где

n — среднее число родившихся (в единицу времени) за календарный промежуток $(-x,\ 0)$.

Отсюда

$$q_x = \frac{M_{(x)}}{n}. \qquad (8)$$

При указанном выше виде функций, определяющих рождаемость и смертность, получается, таким образом, обычная формула для показателя детской смертности. Отсюда ясно, что эта формула может применяться при условии пропорциональности смертности числу рождений соответственного поколения, причем коэффициент пропорциональности независим от возраста. В силу очевидной удаленности такого предположения от конкретной действительности примем иное предположение о виде функции $\varphi(z, \tau)$, задавшись хотя бы простейшей зависимостью $f(z)$ от возраста. Положим

$$f(z) = k(1 - mz);\quad \varphi(z,\tau) = k[a + b(\tau - z)] \cdot (1 - mz). \qquad (9)$$

В этих условиях выражение (4) приводится к виду:

$$l_x = e^{-\int_0^x \frac{k(a-bz)(1-mz)dz}{a-bz-kz(a-bz)\left(1-\frac{mz}{2}\right)}} = \frac{kmx^3}{2} - kx + 1, \quad (10)$$

и вероятность смерти

$$Q_x = 1 - l_{(x)} = kx\left(1 - \frac{mx}{2}\right). \quad (10a)$$

В этом случае

$$M_{(x)} = \int_x^{x+\frac{1}{2}} \int_0^{\frac{1}{2}} \varphi(z,\tau)\,d\tau dz = kx\left(1 - \frac{mx}{2}\right)\left(a - \frac{bx}{2}\right) + \frac{kbmx^3}{12},$$

откуда

$$Q_x = \frac{M_{(x)}}{n} + r, \quad \text{где } r = \frac{kbmx^3}{12n}. \quad (11)$$

Здесь r играет роль поправки на зависимость смертности от возраста. Легко видеть, что поправка эта существенна лишь при b не равном нулю, т. е. в случае наличия изменений в рождаемости.

Практически величина поправки может быть вычислена различными способами. Укажем одну из приближенных формул для r, которую можно применять при исчислении смертности детей в возрасте от 0 до 12 месяцев:

$$r = -2{,}4\,\frac{b}{n}\,(6q_2 - q_{12})$$

и

$$Q_{12} = q_{12} - 2{,}4\,\frac{b}{n}\,(6q_2 - q_{12}), \quad (12)$$

где q_2 и q_{12} — вычисленные обычным способом (путем отнесения к среднему числу родившихся) вероятности умереть до 2 и до 12 месяцев, b — средний месячный прирост рождений и n — среднее число рождений за исследуемый и 12 предыдущих месяцев. Разумеется, указанная поправка делается существенной лишь при стремительном изменении во времени рождаемости и смертности. Приводим пример, характеризующийся такими разкими изменениями.

ПОМЕСЯЧНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ ДЕТСКОЙ СМЕРТНОСТИ (НА 100 РОДИВШИХСЯ). ЛЕНИНГРАД, 1919 г.

Месяцы	Истинная величина* показателя	Исчисления по обычному способу		По формуле (12)	
		показатель	ошибка	показатель	ошибка
Апрель	43,4	33,4	−10,0	44,7	+1,3
Август	32,9	23,9	−9,0	34,9	+2,0

* «Истинные» показатели получены путем построений специальных таблиц смертности для данных календарных месяцев. 1919 год (война, блокада) характеризуется необычно высокими показателями детской смертности и стремительным падением рождаемости.

Заметим, наконец, что задание для $f(z)$ наиболее естественного показательного выражения

$$f(z) = ke^{-mz}\ ;\ \varphi(z,\tau) = k[a + b(\tau - z)]e^{-mz}$$

приводит выражение (4) для вероятности дожития к очень простому виду. В этом случае

$$l_x = e^{-\int_0^x \frac{k(a-bz)e^{-mz}dz}{(a-bz)-\frac{k}{m}(a-bz)(1-e^{-mz})}} = \quad (13)$$

$$= 1 + \frac{k}{m}(e^{-mx} - 1)$$

и вероятность смерти

$$Q^1_{(x)} = \frac{k}{m}\,(1 - e^{-mx}), \quad (13a)$$

откуда следует, что равенства (6а) и (10а) получаются из формулы (13 а) разложением в ряд путем отбрасывания членов разложения, начиная со второго (для равенства (6а)) и с третьего (для равенства (10а)). Нужно сказать, однако, что пользование формулой (13 а) менее удобно для практики, ибо нахождение постоянных в ней (k и m)

путем интерполирования требует решения системы трансцендентных уравнений. Достигаемая же этим путем лишняя точность на практике не нужна, ибо фактические значения чисел родившихся и умерших вообще лишь очень приблизительно могут быть интерпретированы простыми функциональными зависимостями.

Заметим еще, что применение общего выражения (4) к вопросам измерения детской смертности сообщает многим понятиям, например «детская смертность данного календарного месяца», математический смысл, лишая эти понятия неопределенности.

Разработка иных приложений приведенного метода будет служить предметом дальнейших работ.

РАБОТЫ ПО МЕДИЦИНСКОЙ СТАТИСТИКЕ

О ПРИМЕНЕНИИ МАТЕМАТИЧЕСКИХ И МАТЕМАТИКО-СТАТИСТИЧЕСКИХ ПРИЕМОВ ИССЛЕДОВАНИЯ В МЕДИЦИНЕ[1]

I

Статистические приемы и методы исследования получили в настоящее время чрезвычайно широкое применение в самых разнообразных отраслях научного исследования. Статистика как одно из орудий познания используется сейчас не только в экономике, обществоведении и демографии, но заняла прочное положение и в исследованиях по ботанике, зоологии и в прочих биологических дисциплинах. Не чужды статистическому методу исследования и так называемые точные науки. Астрономия, механика, целый ряд отделов физики строят вероятностные схемы наблюдаемых явлений и используют статистические приемы для их изучения. Даже самая «чистая» математика начинает иногда использовать статистическую таблицу или статистический ряд при исследовании некоторых вопросов.

Медицина также оказалась вовлеченной в круг дисциплин, пользующихся статистическими приемами познания. Об этом в достаточно большой степени свидетельствует огромное число работ и статей статистического характера, заполняющих в настоящее время наши медицинские журналы. Отметим при этом одну особенность: в то

[1] Опубликовано в «Архиве биологических наук», т. XXXV, серия «А», вып. 1, Л., Издательство Всесоюзного института экспериментальной медицины, 1934, стр. 53—79.

время как различные отрасли медицины социальной, медицины профилактической самым широким образом используют статистические приемы и базируются на статистическом материале (настолько, что статистическая часть иногда является едва ли не самой обширной частью курсов социальной гигиены), медицина клиническая и экспериментальная мало использует имеющиеся в этом направлении возможности. Причины такого явления вполне понятны. Основной причиной этого, по-видимому, является широкое распространение убеждения в том, что статистический метод есть метод больших чисел, и, следовательно, для того, чтобы иметь возможность построить какие-либо статистические умозаключения, необходимо располагать огромным по количеству материалом. Действительно, если стать полностью на эту точку зрения, приходится признать, что данные из области социально-гигиенических наблюдений предоставляют в распоряжение исследователя, пользующегося статистическим методом исследования, гораздо более благодарный материал, нежели материал, обычно имеющийся в распоряжении клинициста или экспериментатора. В самом деле, что может сравниться по богатству объектов с тем полем деятельности, какое, например, открывается перед деятелем по охране материнства и младенчества, имеющим в своем распоряжении миллионы и десятки миллионов наблюдений над детьми и матерями Советского Союза, или перед работниками диспансеров, охватывающих единовременно десятки тысяч людей? Те немногие десятки, в лучшем случае сотни наблюдений, какие накапливаются в клинике, не идут ни в какое сравнение с этим огромным количеством.

Нужно сразу же отметить, что распространенное убеждение в полной невозможности строить вероятностные схемы протекания явлений (а следовательно, и применять статистические методы) при небольших (сравнительно) числах объектов исследования основано в известной доле на недоразумении. Как видно будет далее, возможность использования ряда вероятностно-статистических критериев не только не исключается при малом числе наблюдений, но в некоторых случаях именно вероятностная оценка результатов, получаемых на малом числе наблюдений, и позволяет судить об их относительной достоверности и, что важнее всего, часто позволяет

уяснить себе, какому из двух рядов экспериментов можно отдать предпочтение с точки зрения большей или меньшей вероятности приближения к истине.

Кроме того, не следует забывать, что с весьма большими числами наблюдений связаны не только социально-гигиенические отделы медицины. Если не упоминать, например, об эпидемиологии, то достаточно вспомнить такие отрасли, как бактериология, где объектом исследования часто являются огромные совокупности — выборки из еще более огромных, практически бесконечных по величине, совокупностей или, например, микроскопическая анатомия, где объем совокупности часто зависит от воли исследователя и может быть увеличен до желаемых пределов.

Наконец, не следует забывать еще одну особенность, которая делает медицину экспериментальную — и нередко клиническую — даже более способной к восприятию математико-статистических приемов исследования. То стремление, каким проникнута статистическая теория, стремление к статистическому изучению совокупности по возможности однородной, «чистой» получает наибольшее осуществление в руках именно экспериментатора, который сам и по своему плану строит эту совокупность, в то время как, например, наблюдатель-демограф, социал-гигиенист и др. получает в свое распоряжение готовую, чаще всего смешанную совокупность, очищение которой (группировка материала) целиком ложится на исследователя и часто представляет исключительно трудную, а порой и неразрешимую задачу.

Вторая причина, по какой математико-статистические или вообще математические методы не получили у нас достаточно полного использования, заключается, с одной стороны, в незнакомстве широких кругов работников медицины с теми возможностями, какие предоставляются в их распоряжение указанной методикой, с другой — в отсутствии у исследователей-медиков навыков и необходимых знаний, какие требуются для правильного использования таких методов и достижения наиболее эффективных результатов.

Прежде чем начать краткий обзор проблем, допускающих статистическую трактовку, приведем слова одного видного американского клинициста д-ра Лауресона Броуна (Lawrason Brown). «Медицина — не есть точное зна-

ние, и диагноз подчиняется законам теории вероятностей, т. е. имеет статистический характер. Всякий научный эксперимент несет в себе статистические аргументы «за» и «против» тех или иных дедукций и индукций и, далее, статистика создает критерии, необходимые для их принятия»[1].

II

Было бы бесцельно пытаться сколько-нибудь полно перечислить все те возникающие в медицинских исследованиях проблемы, какие могут получать нередко существенную помощь в разработке их при посредстве статистических и математических приемов. Мы попробуем указать лишь на наиболее существенные и часто встречающиеся, начиная с самых элементарных.

Наиболее частый вопрос, с каким встречается в своей работе исследователь-экспериментатор или наблюдатель-клиницист, может быть сформулирован как проблема оценки значимости полученных им результатов. Проблема эта может ставиться в различных видах и видоизменениях. Чаще всего вопрос ставиться о случайности или неслучайности различий в двух группах опытов или наблюдений: с одной стороны, в группе, подвергнутой эксперименту, с другой — в группе контрольной. В иных случаях сравнению подлежат две группы объектов, подвергнутых двум разным сериям экспериментов, где требуется определить степень уверенности в том, что наблюденные результативные различия не могут быть чистой игрой случая. Реже встречается проблема определения согласия опытных результатов с результатами, какие должны были бы получиться согласно некоторой испытуемой теории или гипотезе.

Нередко во всех этих случаях умело сконструированная вероятностная схема постановки эксперимента может при помощи хорошо разработанных статистических приемов подсказать, с какой степенью уверенности можно считать достигнутые результаты неслучайными и имеющими основание в существе действительных различий.

[1] Brown Lawrason. American Revien of Tuberculosis, Sept. 1920 (Цит. по Pearl. Medical Biometry and Statistics, Philadelphia, 1930, p. 22).

Наиболее простая оценка, приводимая во всех учебниках статистики, состоит в сравнении численной величины наблюденного различия в средних по двум выборочным группам с вероятной ошибкой, исчисленной для того же различия. Так, если при одном средстве у группы индивидуумов в 150 чел. обнаружилась средняя частота пульса в размерах $81{,}12 \pm 0{,}20$ ударов в минуту (где 0,20—вероятная ошибка средней), в то время как контрольная группа (или лучше — та же группа в обычных условиях) дала среднюю в виде $79{,}68 \pm 0{,}15$ ударов в минуту, то, вычислив вероятную ошибку разности (как корень квадратный из суммы квадратов вероятных ошибок первой и второй средней), найдем, что вероятная ошибка разности, равная 0,25 ударов в минуту, примерно раз в 6 меньше наблюденного различия между средними ($81{,}12 - 79{,}68 = 1{,}44$), откуда вытекает высокая степень уверенности в том, что полученные расхождения в средних не случайны и что наблюденное учащение пульса должно быть, по-видимому, приписано действию испытуемого назначения[1].

Значительно более удобный критерий (в особенности в применении к малым числам наблюдений) может быть извлечен из рассмотрения распределения некоторой величины — χ^2, а именно[2]:

$$P = \frac{\int_{x}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}x^2} x^{n-1}\,dx}{\int_{0}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}x^2} x^{n-1}\,dx}.$$

Заметим сразу же, что при пользовании указанным критерием на практике нет никакой надобности прибегать к помощи интегрального исчисления, ибо таблицы значений P для разных χ (определяемых из условий опыта) построены в нескольких видах и приводятся в ряде руко-

[1] См. R. Pearl. Introduction to medical biometry and Statistics, p. 283.

[2] Впервые распределение величины χ^2 исследовано К. Пирсоном (K. Pearson), см. Philosophical Magazine vol L., 1900, p. 157. Дальнейшие исследования в этом направлении и построение таблиц производились Р. А. Фишером, П. Эльдертоном (Palin Elderton) и др.

водств вследствие чего необходимые для медика-исследователя расчеты сводятся к элементарным арифметическим операциям.

Покажем на некоторых вполне элементарных примерах те результаты, к каким может приводить применение этого критерия.

При исследовании случаев совпадения увеличенной селезенки с наличием малярийных паразитов получена следующая таблица[1]:

Таблица 1

	У лиц с увеличенной селезенкой (+)	У лиц с нормальной селезенкой (—)	Всего
Паразиты обнаружены (+)	740	743	1 483
Паразиты не обнаружены (—)	1 287	2 731	4 018
Всего	2 027	3 474	5 501

Легко рассчитать, что процент лиц с увеличенной селезенкой среди индивидуумов, у которых в крови обнаружены паразиты (группа +), повышен (49,9%) по сравнению с другой (группа —) группой (32,0%). Однако из этих процентов мы не можем почерпнуть сведения о мере уверенности, с какой следует считать это различие процентов неслучайным.

Легко построить (на основе тех же итогов) таблицу, аналогичную первой, но в которой наблюденные случаи размещены так, как они должны были бы разместиться при полной независимости между наличием паразитов и величиной селезенки (см. табл. 2).

Определяя разность в каждой клетке (между второй и первой таблицей), возведя эту разность в квадрат и отнеся результат к числам второй таблицы, после отложения находим:

[1] A. Clark. «A comparison of the spleen and parisite rates as measure of malaria incidence in the races of the meinland of the Central America». 17 Annual Report of Medical Departament of United Fruit C° 1928 (Цит. по книге R. Pearl, p. 320).

$$\chi^2=\frac{(546{,}45-740)^2}{546{,}45}+\frac{(936{,}55-743)^2}{936{,}55}+\frac{(1480{,}55-1287)^2}{1480{,}55}+$$
$$+\frac{(2537{,}45-2731)^2}{2537{,}54}=148{,}6.$$

Таблица 2

	Группа (+)	Группа (—)	Всего
Паразиты обнаружены (+)	546,45	936,55	1 483
Паразиты не обнаружены (—)	1480,55	2537,45	4 013
Всего	2027	3 474	5 501

Примечание. Величина 546,45 получена умножением соответствующих итогов (2027×1483) и делением результата на общий итог 5501; остальные графы заполнены простым вычитанием из боковых и нижних итогов.

В указанных таблицах (при соблюдении тождества итогов) лишь одна клетка может быть заполнена по произволу, ибо после заполнения одной клетки все остальные клетки получают вполне определенные значения (число степеней свободы $n=1$). Таким образом, в таблицах распределения[1] χ^2 величину вероятности для случайности полученного распределения нужно искать в графе $n=1$.

Величина этой вероятности при $\chi^2=148{,}6$, оказывается, измеряется ничтожно малой десятичной дробью $\frac{1}{10^{33}}$, т. е., обратно, с весьма высокой степенью уверенности мы можем полагать, что полученное распределение действительно указывает на лежащую в существе предмета ис-

[1] См., например, Tables for Statisticians and Biometricians. Part. 1, (edited by K. Pearson), London, 1924, p. 31.
Современному читателю можно рекомендовать соответствующие таблицы в отечественных руководствах: Л. С. Каминский «Статистическая обработка лабораторных и клинических данных» изд. 2, Л., 1964; А. М. Мерков «Общая теория и методика санитарно-статистического исследования». Изд. 2, М., 1963; Н. А. Плохинский «Биометрия», Новосибирск, 1961; В. Ю. Урбах «Биометрические методы», М., 1964, и др. — *Прим. ред.*

следования связь между присутствием в крови малярийных паразитов и увеличением селезенки.

Подобный указанному пример исследования связи между наличием пороков развития и умственной отсталостью можно привести на основе известных данных Юла (G. U. Yule)[1].

Таблица 3

	Среди лиц с пороками	Без пороков	Всего
Отсталые умственно . . .	888	1 186	2 074
Нормальные	1 420	22 793	24 213
Всего . . .	2 308	23 979	26 287

Не приводя подробностей вычисления, укажем, что и по этой таблице можно с большой степенью уверенности судить о действительном наличии связи между наблюденными факторами, ибо вероятность случайности подобного распределения измеряется крайне малой дробью (порядка $2{,}846 \times 10^{-706}$).

Большую помощь подобного рода методы могут принести в случаях оценки действительности разного рода назначений или прививок. Приведем следующий пример в отношении противотифозных прививок[2]:

Таблица 4

	Заболели	Не заболели	Всего
Среди привитых	56	6 759	6 815
Среди непривитых	272	11 396	11 668
Всего	328	18 155	18 483

[1] G. U. Yule. Theory of Statistics, p. 33—62.

[2] M. Greenwood and G. U. Yule. The statistics of antityphoid and anticholera inoculations etc. Proc. R. S. Medicine, 1915. См. также R. A. Fisher. Statistical Methods for Research workers из серии «Biological monographs and manuals». Edinburgh, 1932. Fourthedition, p. 88.

Можно ли считать полученные различия в процентах заболевших среди привитых (0,82%) и непривитых (2,33%) действительно измеряющими эффективность прививок или эти различия можно приписать случайности? Исчисленная для данного случая величина $\chi^2 = 56{,}234$.

Отсюда по таблицам находим, что вероятность случайности подобного распределения чрезвычайно мала (примерно близка к 1×10^{-10}), что создает высокую степень уверенности в эффективности прививок.

Приложение некоторых вероятностных схем, сконструированных сообразно обстановке эксперимента, позволяет дать иногда весьма важный для исследователя ответ о существенности или несущественности различий в двух средних, полученных на основе двух серий экспериментов (рассматриваемых как выборки). В основе методов, позволяющих решать подобные вопросы, лежит идея, сходная с изложенной выше (несколько модифицированная). Приведем один пример, особенно интересный для экспериментаторов, имеющих дело с весьма малым количеством объектов или наблюдений. Речь идет о различиях в результатах назначения в качестве снотворного двух оптических изомеров: право- и левовращающих Hyoscyaminum hydrobromatum. Результаты наблюдений (всего над десятью пациентами), выразившиеся в количествах

Таблица 5. ЧИСЛО ДОПОЛНИТЕЛЬНЫХ ЧАСОВ СНА, ПОЛУЧЕННЫХ ПРИ НАЗНАЧЕНИИ HYOSCYAMINUM HYDROBROMATUM

Номер пациента	Правый H. h.	Левый H. h.	Разница
1	+0,7	+1,9	+1,2
2	—1,6	+0,8	+2,4
3	—0,2	+1,1	+1,3
4	—1,2	+0,1	+1,3
5	—0,1	—0,1	0,0
6	+3,4	+4,4	+1,0
7	+3,7	+5,5	+1,8
8	+0,8	+1,6	+0,8
9	0,0	+4,6	+4,6
10	+2,0	+3,4	+1,4
В среднем	+0,75	+2,33	+1,58

дополнительных часов сна, сгруппированы в следующей таблице (см. табл. 5; данные Кёшни и Пиблса: Cushny and Peebles)[1].

Небольшое количество наблюдений не позволяет сразу решить, не являются ли чистой случайностью более благоприятные результаты, полученные в данной серии опытов для левовращающего снотворного. Однако, вычисляя для последней колонки среднюю арифметическую ($x_m = +1{,}58$) и сопоставляя ее с величиной

$$S_m^2 = \frac{\Sigma (x - x_m)^2}{n(n-1)} = 0{,}1513,$$

где n — число наблюдений (10), а x — значения чисел последней колонки для отдельных пациентов, находим

$$t = \frac{x_m}{S_m} = 4{,}06.$$

Имеющиеся таблицы распределения величины t (при $n=9$) показывают, что вероятность случайности подобных результатов весьма незначительна (менее 0,01) и, следовательно, снотворное действие обоих оптических изомеров Hyoscyaminum hydrobromatum следует признать различным по существу.

К совершенно иным заключениям приводят данные следующего примера, несколько более сложного по методу вероятностного анализа результатов. В двух колонках следующей таблицы даны кривые наблюденного роста двух параллельных культур[2]. При этом указанные

ЛОГАРИФМЫ ОБЪЕМОВ ДВУХ ПАРАЛЛЕЛЬНЫХ КУЛЬТУР

Дни	*A*	*B*
1	3,592	3,538
2	3,823	3,828
3	4,174	4,349
4	4,534	4,833
5	4,956	4,911
6	5,163	5,297
7	5,495	5,566
8	5,602	6,036
9	6,087	—
Средняя	4,8251	4,7947

[1] Цитируется по R. A. Fisher. Op. cit., p. 113.

[2] M. Bristol—Roach. On the relation of certain soil algae to some soluble organic compounds. Annual Botanic, 39, 1925.

данные соответствуют не самим ежедневным объемам, занимаемым совокупностью клеток, а их логарифмам (в соответствии с ростом по показательной кривой).

При нахождении линий регрессии для обеих растущих культур A и B оказывается, что коэффициент регрессии (угловой коэффициент прямой, соответствующей логарифмам объема) для культуры B значительно больше (0,3464), чем для культуры A (0,3098). Однако, несмотря на столь значительную разницу (не следует забывать, что здесь речь идет о логарифмах прироста) в темпе роста, анализ с точки зрения теории вероятностей приводит к тому заключению, что при данных результатах опыта остается значительное место для чисто случайного происхождения указанной разницы (примерно в 10% подобных выборок мы могли бы получить такую же разницу при отсутствии на самом деле каких-либо различий) и что поэтому накопленный нами ряд наблюдений недостаточен для уверенного утверждения о более быстром темпе роста культуры B.

Приведенные примеры с убедительностью показывают, что само по себе число наблюдений при отсутствии сведений о конкретных результатах наблюдений и опытов отнюдь не характеризует надежности полученных результатов. Часто предлагающийся исследователями вопрос: «Достаточно ли для выводов иметь 50 или 70 наблюдений?» — оказывается лишенным (в такой постановке) смысла. Нередко данные тысяч наблюдений могут оказаться недостаточными для серьезных выводов, в то время как при других условиях один-два десятка показаний смогут создать полную уверенность в надежности полученных результатов. Только знание обстановки опыта в соединении с конкретно полученными окончательными результатами позволяет построить вероятностную схему, приводящую, в свою очередь, к оценке надежности полученных выводов на основе количества и качества накопленных показаний.

Необходимо при этом постоянно иметь в виду то основное различие, какое всегда должно отличать научные исследования, имеющие объектом анализа совокупности людей, от научных изысканий в области прочей живой природы. Всякое научное исследование, имеющее объектом человека, не может не считаться с социальной стороной его природы. Применяя математические прие-

мы для характеристики любых, даже чисто биологических явлений, нельзя забывать о том, что интенсивность и характер этих явлений должны быть прежде всего рассмотрены и изучены именно с этой стороны, иначе никакие самые тонкие методы математического анализа не смогут предохранить от недостоверных, а порою и просто ложных выводов.

Приводимыми выше примерами, конечно, ни в какой мере не исчерпывается все огромное разнообразие проблем, связанных с вопросом о случайном или неслучайном происхождении наблюденных в выборках различий. Мировая научная литература имеет сейчас весьма большое число исследований, посвященных теории и практике этих вопросов. Отметим, что у нас в СССР исследованием этого рода проблем много занимался проф. В. Романовский[1].

III

Одним из весьма ценных орудий исследования в медицине может явиться метод выборочного исследования. Во всех предыдущих случаях мы имели дело с исследованием некоторой, вообще говоря, небольшой совокупности, причем каждый раз предполагали, что указанная небольшая совокупность может (с известной долей вероятности) более или менее близко репрезентировать некоторую чрезвычайно большую совокупность (практически принимаемую за бесконечную). Так, например, в исследовании изомеров Hyoscyaminum hydrobromatum как снотворного мы изучили эффект воздействия указанного средства на совокупность из 10 человек. Совершенно понятно, что не эта конкретная группа в 10 человек нас интересовала.

Мы изучали эту совокупность в надежде на то, что результаты изучения можно с большей или меньшей уверенностью распространить на всякую, сколь угодно большую группу пациентов, лишь бы только эта новая большая группа пациентов была по возможности однородна с изученными нами десятком лиц.

Отсюда рассмотренную группу в 10 человек мы условно принимаем за некоторую выборку из весьма большой (потенциально бесконечной) совокупности вообще.

При этом в сущности прямого организованного отбора десятка пациентов (из числа всех пациентов) не было, да и быть не могло.

В разного рода научных изысканиях, однако, нередко встречаются случаи, когда отбор индивидуумов для изучения можно проводить фактически, на деле соблюдая определенные правила.

При этом теория вероятностей указывает, что при соблюдении некоторых особых правил отбора (гарантирующих случайность выборки) исследование некоторой весьма большой (генеральной) совокупности может быть заменено детальным изучением часто весьма небольшой, но зато дающей возможность весьма подробного изучения совокупности.

Можно привести много примеров подобного рода исследований. Социально-гигиеническое исследование широко пользуется этим методом. Однако и в области клинической и экспериментальной медицины этот метод может дать ценные результаты. Ниже мы приведем пример использования выборочного метода в исследованиях по микроскопической анатомии. Вообще же говоря, метод этот может найти применение во всех тех случаях, когда мы не имеем возможности (в силу сложности техники обследования, кропотливости работы и т. п.) произвести детальное изучение всех имеющихся в нашем распоряжении объектов и вместо сплошного изучения можем рассчитывать на детальное исследование лишь небольшой части объектов.

Встающие при этом статистические задачи (оценка точности полученных при изучении выборки результатов, определение процента отбора или минимально допустимого числа отобранных для изучения индивидуумов) легко разрешаются в простейших и обычных случаях. Зная схему отбора, имея в задании потребный по характеру проблемы процент точности результатов и, наконец, степень уверенности, с какой мы хотим делать выводы, мы без труда (чаще всего по готовым таблицам) сможем определить процент необходимого при этих условиях от-

[1] В. И. Романовский. О статистических критериях групповой принадлежности. Доклады Академии наук СССР, А. № 16—17, стр. 341, 1928, а также работа того же автора «On the criteria that two given samples belong to the same normal population». Metron, vol. VII, № 3.

бора и минимально допустимое число объектов, какое должно попасть в выборку.

Иное дело, когда мы встречаемся с некоторыми специальными задачами, при которых схема отбора определяется не нашим желанием, а некоторыми специальными условиями, вытекающими из существа проблемы. В некоторых случаях тогда задача становится сложной, требующей построения специальной вероятностной схемы, причем те математические выкладки, какие могут потребоваться при решении поставленной задачи, могут оказаться весьма сложными и непосильными для неспециалиста.

В качестве примера такого сложного исследования может быть приведена интересная работа Гринвуда и Юла[1], посвященная статистическому анализу некоторых бактериологических методов, употребляющихся при исследовании (анализе) воды.

Авторы ставят и решают ряд вопросов, касающихся как методов наилучшей организации обследования воды (в смысле последовательности проб различного объема), так и методов практической, но достаточно обоснованной математически интерпретации полученных при анализе проб результатов.

Авторы строят специальную вероятностную схему, отражающую попадание определенного числа бактерий (Bacillus coli) в пробу определенного размера, и первоначально исходят из обычного биномиального распределения вероятностей, приводя его затем к пуассоновскому виду распределения (случай малых вероятностей):

$$e^{-\lambda}\left(1+\lambda+\frac{\lambda^2}{2!}+\frac{\lambda^3}{3!}+\cdots\right),$$

где λ — густота бактерий в источнике. Исходя из такого распределения, можно легко получить выражения для различных вероятностей, какие могут встретиться в конкретных задачах анализа.

Так, при одной пробе размером в N *см*^{3}, давшей отрицательный результат (вода стерильная), величина вероятности того, что число бактерий на 1 *л* воды в источнике не превосходит величины k, измеряется выражением

$$P=\frac{\int_0^k e^{-N\lambda}d\lambda}{\int_0^\omega e^{-N\lambda}d\lambda}=\frac{1-e^{-Nk}}{1-e^{-N\omega}},$$

или, полагая ω равным бесконечности, имеем

$$P=1-e^{-Nk}.$$

Отсюда легко найти ряд практических следствий. Например, если проба в 50 *см*^{3} оказалась не содержащей бактерий, можно с вероятностью 0,99 (99 шансов против одного) утверждать, что в источнике густота бактерий не превосходит 92 на 1 *л*.

Более сложные выражения (дающие, однако, вполне практические ответы на основные вопросы) получаются в случае двух, трех и более последовательных проб (в зависимости от положительных или отрицательных результатов анализа проб).

Математико-статистический анализ системы организации отбора проб для анализа приводит, между прочим, авторов к заключению, что система серии проб, последовательно увеличивающихся в объеме, должна быть связана условием, согласно которому каждая следующая проба по величине должна быть более суммы величин предшествующих проб. Несоблюдение этого правила делает вероятным получение несостоятельных результатов (положительный результат в малых по величине пробах при отрицательном результате для бо́льших последующих проб).

IV

Один из наиболее употребительных методов в математической статистике — метод исследования корреляции — также может иметь чрезвычайно богатое поле

[1] M. Greenwood and G. Udny Yule (Lister Institute of Preventive Medicine). On the statistical interpretation of some bacteriological methods, employed in water analysis. Journal of Hygiene, vol. 16, № 1, London, 1917.

применения в исследованиях по медицине и вообще в биологических дисциплинах.

В тех случаях, когда имеется возможность данные наблюдения или опыта выразить в такой статистической таблице, где материал группируется одновременно по двум шкалам, из которых одна соответствует одному, а другая — иному признаку, мы почти всегда имеем возможность изучить как тесноту связи между проявлениями обоих изучаемых признаков в данной серии опытов, так нередко и сам характер связи.

Характерным примером такого рода таблицы, на котором могут быть продемонстрированы приемы изучения связи, является следующая совокупность данных[1].

Таблица 6. КОРРЕЛЯЦИЯ МЕЖДУ ВЕСОМ МОЗГА И ДЛИНОЙ ЧЕРЕПА

Длина черепа (в мм)	Вес мозга (в г)									
	1000—1099	1100—1199	1200—1299	1300—1399	1400—1499	1500—1599	1600—1699	1700—1799	1800—1899	Всего
155—159	—	—	1	1	—	—	—	—	—	2
160—164	—	—	2	6	4	2	—	—	—	14
165—169	1	—	9	10	18	3	1	—	—	42
170—174	—	—	5	19	28	11	4	1	—	68
175—179	—	—	4	19	29	23	4	—	—	79
180—184	—	—	—	10	19	23	8	1	—	61
185—189	—	—	—	1	2	12	4	—	—	19
190—194	—	—	—	—	1	2	3	4	—	10
195—199	—	—	—	—	—	1	1	—	2	4
Всего	1	—	21	66	101	77	25	6	2	299

Не углубляясь в вопросы об интерпретации числовых показателей корреляции, полученных путем статистического исследования, а также опуская вовсе вопрос о технике такого исследования, укажем лишь, что в области применения указанных методов для исследователя открывается широкое поле деятельности.

[1] R. Pearl. Op. cit., p. 379.

Не только связь между двумя количественно измеримыми признаками (как в приведенном примере) может служить предметом исследования (методами теории корреляции), но и связь между тремя, четырьмя и более признаками. Не только признаки, обладающие способностью к количественной градации, могут изучаться с точки зрения тесноты и характера связи между ними, но и признаки, вариации которых не поддаются количественному измерению (например, характер пигментации волос и восприимчивость к тому или иному заболеванию). Наконец, может изучаться связь и между признаками первого и второго рода (умственная одаренность и физическое развитие — рост, вес или иной антропометрический показатель).

Особенно большое значение в области анализа данных серии экспериментов или наблюдений может получить пользование методами исследования частичной корреляции. При наличии зависимости полученных результатов от двух, трех и более факторов одновременно, разделить влияние которых по условиям опыта нельзя, иногда бывает чрезвычайно важно установить, как меняется теснота связи между двумя какими-либо факторами, в то время как остальные (участвующие в образовании данных) факторы, каждый поочередно или все вместе, приняты постоянными. Перль[1] приводит любопытный пример изучения тесноты связи между высотой смертности от инфлюэнцы (1918—1919 гг.) и от органических болезней сердца (по американским большим городам) при уравнении некоторых иных факторов, могущих влиять на тесноту этой связи (возрастного состава населения, полового состава и плотности населения).

К сожалению, у нас применение методов теории корреляции почти не выходит из области социальной гигиены и антропометрии; клиническая и экспериментальная медицина почти не используют этот метод.

Приведем в качестве иллюстрации некоторые любопытные примеры результатов измерения тесноты связи между отдельными антропометрическими показателями.

[1] R. Pearl. Op. cit., p. 402—406.

Вес сердца и вес всего тела	+0,65 ±0,04
» » » почки	+0,56 ±0,05
» » » печени	+0,52 ±0,06
» » » мозга	+0,08 ±0,08
» » и рост при рождении (мальчики)	+0,644±0,012[1]

КОЭФФИЦИЕНТЫ КОРРЕЛЯЦИИ[2] МЕЖДУ ВЕСОМ И РОСТОМ ПРИ РОЖДЕНИИ (ЛЕНИНГРАД)

	Мальчики	Девочки
Все родившиеся	0,609±0,005	0,598±0,005
в том числе		
дети работниц	0,657±0,010	0,611±0,012
» жен рабочих . .	0,615±0,008	0,597±0,009
» служащих . . .	0,586±0,018	0,593±0,019
» жен служащих .	0,586±0,013	0,580±0,014

Можно было бы привести чрезвычайно много примеров возможного применения приемов теории корреляции к исследованиям в области медицины. Результаты применения тех или иных назначений, зависимость между определенным режимом и уровнем физического развития или восприимчивостью к тем или иным заболеваниям — все это может быть уловлено методами изучения корреляционной зависимости. Весьма существенный фактор сопутствования некоторых заболеваний, а также «антагонизма» между некоторыми болезнями могут получить серьезную числовую характеристику именно при посредстве этих методов[3].

Упомянутыми здесь некоторыми главнейшими приемами, конечно, ни в какой мере не исчерпывается все богатство методики, имеющейся в распоряжении математической статистики. Во всех случаях, когда исследователю приходится прибегать к изучению изменчивости того или иного фактора, он имеет простое и целесообразное орудие в указанной методике. С этой точки зрения становится понятным, почему в последнее время иностранные периодические издания пестрят исследованиями, в значительной своей части проведенными методами теории вероятностей и математической статистики.

Здесь можно найти и примеры из области исследования результатов кальметизации (BCG), и исследование вопроса о связи между физическими упражнениями и показателями физического развития (детей школьного возраста), и применение теории корреляции и иных статистических методов к вопросам генетики, изучение вариаций в числе лейкоцитов, в связи с заболеваниями верхних дыхательных путей, изучение варьируемости назофарингиальной флоры по бактериальным группам у постоянных и временных обитателей Арктики (Шпицберген), в связи с заболеванием простудой, common cold, сравнение действительной смертности с ожидаемой у лиц с пониженным и повышенным кровяным давлением (пониженная смертность во всех возрастах у лиц с давлением ниже нормы и повышенная — у лиц с повышенным кровяным давлением) и, наконец, углубленное статистическое (при помощи коэффициентов вариации) изучение изменчивости некоторых рас амебы (приводящее к заключению о том, что Councilmamia Lafleuri может считаться одним из синонимов Entamoeba coli) и многое другое.

Отметим следующее обстоятельство. Просмотр весьма обширной западноевропейской литературы, посвященной применению указанных методов к исследованиям в области медицины, показывает, что социальная сторона человека почти никогда не принимается во внимание в указанных работах.

Между тем введение этих факторов может крайне существенно повлиять на числовые результаты исследований, а следовательно, и на основные научные выводы. Влияние принадлежности совокупности к той или иной социальной группе можно отметить даже на коэффициентах корреляции между элементарными антропометрическими показателями (см. корреляцию между ростом и весом новорожденных). Гораздо большее значение эти различия получают при статистическом изучении отдельных заболеваний, результатов борьбы с ними и, следовательно, эффективности тех или иных мероприятий. Количество примеров, показывающих влияние социально-экономических факторов на заболеваемость и смертность (по отдельным болезненным формам), чрезвычайно велико даже в зарубежной литературе, вообще говоря, мало уделяющей внимания этой стороне научного исследования. Из огромного числа подобных примеров приведем для иллюстрации следующие общеизвестные данные.

[1] Pearl. Op. cit., p. 385.

[2] Разработаны автором в Ленинградском институте охраны материнства и младенчества.

[3] Ср. K. Pohlen. Die Messung der Verbundenheit von Krankheiten. Arch. f. Soz. Hygiene und Demografie, B. 7, H. 6. Berlin, 1932.

Таблица 7. АНГЛИЯ и УЭЛЬС (1921—1923 гг.) СМЕРТНОСТЬ НА 100 000 НАСЕЛЕНИЯ (СТАНДАРТИЗОВАННЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ)*

Классы населения	Воспаление легких	Бронхит	Туберкулез (все формы)	Грипп	Язва желудка
I	70,5	12,7	90,1	30,4	7,3
II	71,6	27,2	151,6	34,1	8,9
III	76,2	46,5	173,4	34,0	10,2
IV	91,1	59,4	177,7	40,9	11,0
V	127,8	87,4	243,8	43,0	13,3

* The Registrar—General decennial supplement. England and Wales, 1921. Part. II. Occupational mortality, London, 1927, p. XIV.

Здесь группы занятий по признаку материального уровня разделены на пять классов. (I — наиболее обеспеченный, V — наименее). Различия в смертности чрезвычайно показательны. Различия эти делаются вполне понятными, если обратить внимание на то, что и различные показатели физического состояния испытывают ту же зависимость от материального уровня.

Таблица 8. НЬЮ-ЙОРК. РЕЗУЛЬТАТЫ ОБСЛЕДОВАНИЯ НЕКОТОРЫХ ГРУПП РАБОЧИХ (ШВЕЙНИКИ) 1914 г.*

Годовой заработок	Процент лиц с отметкой „плохое питание"	Процент лиц со средним индексом гемоглобина	Процент лиц с индексом ниже 80
До 500 долларов	25,00	85,94	9,94
500—699	15,02	86,99	5,65
700 и выше	12,72	87,35	4,42

* Health of Garment Workers, by B. S. Warren and Edgar Sydestricker. Public Health Reports, vol. N 21, 1916. Цит. по Public Health Bull., 7, 165 Economic Status and Health. Washington, 1927.

Такие показатели, как пульс, высота кровяного давления, частота дыхания, жизненная емкость легких, мышечная сила правой и левой рук,— все находится в теснейшей зависимости от факторов социальных, и прежде

всего от участия человека в труде. В недавно произведенном проф. С. А. Новосельским обширном исследовании рассмотрены высоты этих показателей до и после работы у ленинградских вагоновожатых. Из богатого материала, обработанного указанным автором, приведем хотя бы данные об изменении мышечной силы правой руки до и после работы, в зависимости от работы в утренней, дневной или вечерней смене.

Смены	Разность в мышечной силе правой руки после работы и до работы
Утренняя	+0,18±0,88
Дневная	+0,19±0,43
Вечерняя	+1,95±0,65

В то время как для утренней и дневной смены нельзя отметить существенного изменения силы после работы, для вечерней смены можно наблюдать значительное повышение мышечной силы (величина изменения в три раза превосходит свою вероятную ошибку).

Особенно велико значение социальных факторов в области эпидемиологии. Помимо уже приведенных сведений о смертности от туберкулеза и гриппа, приводим следующие многократно цитированные у различных авторов данные.

Таблица 9. ЗАБОЛЕВАЕМОСТЬ И СМЕРТНОСТЬ ОТ ХОЛЕРЫ В ГАМБУРГЕ (ЭПИДЕМИЯ 1892 г.) НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ

Семейный доход (в марках)	Заболеваемость	Смертность
600—800	36,3	20,1
800— 1 000	113,9	61,9
1 000— 2 000	100,3	55,3
2 000— 3 500	47,1	26,8
3 500— 5 000	39,7	22,0
5 000—10 000	31,0	15,6
10 000—25 000	18,0	9,6
25 000—50 000	16,9	11,0
Свыше 50 000	6,0	4,0

Таблица 10. ЗАБОЛЕВАЕМОСТЬ ИНФЛУЭНЦЕЙ (ЮЖНАЯ КАРОЛИНА. ТЕКСТИЛЬНЫЕ ПОСЕЛКИ 1918 Г.)*

Недельный заработок на одного взрослого мужчину (в долларах)	Число заболеваний на 1000 населения (сентябрь—ноябрь)
До 5	710
От 5 до 6,99	468
7 и выше	527

* Public. Health Report, vol. 39, № 29, 1924.

Очень любопытны данные о заболевании пеллагрой, приведенные в отношении тех же местностей.

Даже из приведенных отрывочных данных легко можно видеть, что недифференцированное рассмотрение «человека вообще», без учета социальных условий и среды, может привести к ложным результатам. «Математизирование» изысканий в таком случае не только не окажет помощи, но может и повредить, ибо внешность импозантных формул может отвлечь внимание от необходимого по существу анализа. Напротив, при правильном научном анализе всей совокупности условий методы математической статистики могут оказать существенные услуги, в частности при изучении влияния социальных условий и среды на те или иные явления. Приведенные, например, выше данные о заболеваемости пеллагрой позволяют вычислить коэффициент корреляции между величиной

Таблица 11. ЗАБОЛЕВАНИЯ ПЕЛЛАГРОЙ В ТЕКСТИЛЬНЫХ ПОСЕЛКАХ ЮЖНОЙ КАРОЛИНЫ. 1916 Г.* (СТАНДАРТИЗОВАННЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ)

Полумесячный доход на одного взрослого мужчину (в долларах)	Число случаев на 1000 населения	Число хозяйств, в которых были случаи заболевания		
		1 случай	2 случая	3 и более
До 6	41,0	12,9	7,8	3,2
От 6 до 7,99	24,8	11,5	1,6	0,5
От 8 до 9,99	14,2	5,8	2,9	0,0
От 10 до 13,99	5,2	2,1	0,0	0,0
14 и выше	2,5	1,5	0,0	0,0

* J. Goldberger, G. Wheelerand, E. Sydenstricker. A Study of the relation of family income and other economic factors to pellagra incidence. Public Health Report, vol. 35, № 46, 1920.

заработка и интенсивностью заболеваемости пеллагрой: $r = -0{,}91 \pm 0{,}05$.

Полученный высокий отрицательный коэффициент указывает на весьма высокую обратную связь между уровнем благосостояния и опасностью заболеть пеллагрой (в условиях, при каких проводилось обследование). Приведем еще некоторые примеры коэффициентов корреляции.

Таблица 12. А. ОБЫЧНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ КОРРЕЛЯЦИИ

Коррелируемые факторы	Коэффициент корреляции
«Бедность» и детская смертность	+0,549±0,053
«Бедность» и рождаемость	+0,4 4±0,061
«Бедность» и искусственное вскармливание	+0,363±0,064
Детская смерность и рождаемость	+0,776±0,059
Детская смертность и искусственное вскармливание	+0,708±0,037
Рождаемость и искусственное вскармливание	+0,442±0,059

В. ЧАСТИЧНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ КОРРЕЛЯЦИИ*

Коррелируемые факторы	Факторы, принятые за постоянные	Коэффициенты корреляции
«Бедность» и детская смертность	Рождаемость и искусственное вскармливание	+0,320±0,066
«Бедность» и рождаемость	Детская смертность и искусственное вскармливание	- 0,016±0,074
«Бедность» и искусственное вскармливание	Детская смертность и рождаемость	—0,035±0,074
Детская смертность и рождаемость	«Бедность» и искусственное вскармливание	+0,699±0,038
Детская смертность и искусственное вскармливание	«Бедность» и рождаемость	+0,622±0,045
Рождаемость и искусственное вскармливание	«Бедность» и детская смертность	—0,240±0,060

* An exsamination of factors influencing the rate of infant mortality, by M. Greenwood Jr. and J. W. Brown. Journal of Hygiene, vol. 13, № 1, 1912.

Корреляция между высотой рождаемости, детской смертностью, процентом лиц, материально необеспеченных, и процентом детей, искусственно вскармливаемых по 84 Баварским округам, приведены в табл. 12.

Приведенные величины коэффициентов корреляции с полной отчетливостью показывают, какое большое влияние может оказывать социальный фактор на связь между различными явлениями. Примечательно, что внесение или исключение такого фактора, как «бедность», может полностью изменить представление о связи между двумя изучаемыми явлениями. Так, например, связь между рождаемостью (и долей детей, искусственно вскармливаемых, меняет знак (из прямой делается обратной) при элиминировании влияния «бедности», т. е. выводы меняются на прямо противоположные.

V

Применение математических методов в научных исследованиях медицинского характера отнюдь не ограничивается сравнительно узкой областью математической статистики и теории вероятностей.

И иные отделы математики, как показывает опыт ряда работ, могут находить и находят свое применение в биологических дисциплинах, и в частности в медицине. Использование разного рода интерполяционных формул в целях нахождения математического выражения эмпирических закономерностей или в качестве приема, технически облегчающего использование накопленного статистически материала, известно уже сравнительно давно. Однако эти приемы — интерполирования, выравнивания, подбора некоторых математических выражений, позволяющих интерпретировать эмпирически подмеченные закономерности,— нельзя рассматривать иначе, как чисто технические, счетные приемы, крайне редко могущие привести к некоторым познавательным результатам. Нельзя не отметить и значительной опасности, неизбежно связанной с исследованиями подобного рода. Исследователь, в сущности, всегда имеет возможность подобрать математическое выражение для любого ряда чисел, являющихся в результате серии некоторых экспериментов или наблюдений. Однако несмотря на высокую

точность, какая может быть достигнута при подобного рода интерполяции (при помощи усложнения формулы), полученная при этом формула не будет изображать ничего нового сверх того, что имелось и без нее в руках исследователя. Формула эта охватит лишь только ту поверхность явлений, какая отразилась в числовом ряде результативной таблицы.

В последнее время, однако, в области биологической литературы появляются указания на использование иных, значительно более эффективных (с точки зрения познавательной) математических приемов и построений. Ряд видных исследователей на почве эпидемиологии, микробиологии и иных дисциплин начинают использовать глубокий аппарат дифференциальных, а в некоторых случаях и интегральных (и интегро-дифференциальных) уравнений[1].

Эти приемы, принципиально отличные от приемов интерполирования, «подбора кривых», являются большим шагом вперед по сравнению с прежним, в значительной степени схоластическим «математизированием», и при хорошо налаженном контакте между специалистами в области биологии и математики могут принести, по нашему мнению, немалую пользу в будущем. При пользовании этими методами исследователь уже не может ограничиваться рассмотрением лишь поверхностной картины, отражающей протекание явления в данной серии опытов. Волей-неволей при построении дифференциального (а иногда и интегрального) уравнения исследователю приходится глубоко всматриваться в сущность изучаемого явления, определять роль тех или иных факторов, влияющих на его количественную сторону, оценивать сравнительную значимость этих факторов для отбора наиболее важных, существенно влияющих на вид проектируемого дифференциального уравнения.

Отсюда и построенная этим методом формула утрачивает характер простого, ничего не говорящего описания наблюденной цепи результатов и начинает представлять собою более или менее удачную попытку изображения совокупного воздействия на протекание явлений некоторой цепи факторов.

---

[1] William R. Thompson. The geometric properties of microscopic configurations. General aspects of projectometry.

Приведем пример применения математических приемов первого и второго видов.

Отделение патологии при Иэльском университете публикует любопытные результаты различных измерений, произведенных в отношении к островкам Лангерганса в поджелудочной железе[1].

Интересен сам метод измерений. Исследуемый орган рассекается перпендикулярно большой оси на значительное число плоских срезов, расположенных на приблизительно равных интервалах (10 μ). Затем изображение каждого (или специально отобранных) среза проектируется в увеличенном виде на экран и площадь отдельных частей изображения (например, разрезов островков) измеряется в увеличенном виде планиметром. Далее измеренные площади (с внесением поправочных коэффициентов на увеличение изображения и на его искажения при проекции) изображаются как ординаты некоторой кривой, абсциссой которых служат расстояния до срезов от некоторого произвольного пункта большой оси. Через концы ординат проводится каким-либо способом плавная кривая (например, методом наименьших квадратов). Тогда если указанная кривая обозначается как

$$y=f(x),$$

то общий объем исследуемой замкнутой области будет

$$v=\int_a^b f(x)\,dx,$$

где a и b — точки пересечения кривой с осью абсцисс, т. е. объем в данном случае оказывается численно равным площади, заключенной между интерполированной кривой и осью абсцисс. В статье применен целый ряд весьма остроумных методов коррекции и контроля над точностью получаемых результатов и оценки выборок.

Приводим для иллюстрации некоторые полученные данные (для обезьяны Macacus rhesus).

Средний объем островка Лангерганса от $4{,}81\cdot10^5\,\mu^3$ до $5{,}66\cdot10^5\,\mu^3$; среднее отношение объема островков ко

[1] W. R. Thompson and Raymond Hussey. Incidence and volume of islands of Langerhans in the pancreas of a monkey. Biometrica, vol. 14, London, 1932, p. I u II, p. 21 and 27.

всему объему — 0,0246; среднее число островков в кубическом миллиметре — 51.

Другой пример использования интерполяционных приемов для формулировки эмпирически установленных закономерностей дают наблюдения над ростом количества микроорганизмов в питательной среде. Давно известный факт роста числа бактерий сообразно показательной кривой дал возможность интерпретации зависимости между временем после посева и численностью бактериального населения в виде логарифмического «закона».

Однако до некоторого времени первоначальный период замедленного роста бактерий (lag — phase) не поддавался простой математической формулировке и требовал введения двух констант, меняющихся по величине от опыта к опыту:

$$X^n=k\lg Y^n, \qquad (V.1)$$

где Y — число бактерий, X — время, а k и n — постоянные. Слэтор (A. Slator)[1] показал (эмпирически), что для Bacillus coli эти две константы находятся в некотором постоянном соотношении, так что вышеприведенное уравнение может быть заменено таким:

$$X^nK_1^n=\lg Y^n. \qquad (V.2)$$

Преимущество этого нового уравнения заключается в том, что в нем K_1 остается неизменным во всей серии опытов. В этом же случае константа логарифмического (незамедленного) роста оказывается приблизительно равной $2K_1$.

Уравнение (V. 2) можно также написать в виде:

$$Z=aK^nX^{n-1}, \qquad (V.3)$$

где Z — эмпирически установленная константная величина логарифмической производной числа бактерий $\left(\frac{1}{Y}\,\frac{dY}{dX}\right)$.

[1] Arthur Slator. A note on the lag-phase in the growth of micro—organisms. The Journal of Hygiene, vol 16, № 1, London, 1917, p. 100; см. также J. C. G. Ledingham and W. J. Penfold. Mathematical Analyses of the Lag—phase in bacterial growth. Journal of Hygiene, vol. 14, 1914, p. 242.

При соответственном выборе констант n и a уравнение (V. 3) может изобразить как фазу замедленного роста, так и фазу последующего логарифмического роста числа бактерий, и, наконец, специальную фазу ослабления темпа роста, когда кривая роста переходит в прямую.

Подобного рода эмпирический подбор формул может быть полезен не только для облегчения практических расчетов числа бактериального населения, но может иногда и дать толчок исследовательской мысли на пути отыскания биологической природы констант.

Более высокой ступени в применении математического анализа к биологическим вопросам можно достигнуть путем построения дифференциальных уравнений, характеризующих не только внешние особенности наблюденных кривых, но и проникающих в самый механизм процесса. Именно по этому пути шли исследователи Кермек и Мэк Кендрик (Kermack a. Mc. Kendrick) при математическом исследовании интенсивности распространения (в домохозяйствах) инфекции Kala — azar[1].

Применим следующее обозначение. Пусть

$$v\,(n, x),$$

изображает число домохозяйств с n членами, из которых x заражены. Пусть далее

$$f(n, x)\,dt,$$

изображает вероятность для такого домохозяйства приобретения новой порции инфекции за время dt.

Тогда, рассматривая дифференциал

$$dv\,(n, x)$$

легко понять, что он складывается как разность между вступлением в совокупность новых домохозяйств из $v\,(n, x-1)$.

$$v(n, x-1) f\,(n, x-1)\,dt,$$

и выбытием получивших дополнительную инфекцию.

[1] W. C. Kermack and A. G. Mc. Kendrick. Mathematical Analysis of Dr. Napier's Statistics of Household infection in Kala—azar. Indian Journal of Medical Research, vol. 14, № 1, 1931, p. 343—350. Цит. по Journal of Report Statistical Society, vol. 95, Part III, p. 512.

$$v\,(n, x)\,(n, x)\,dl,$$

что приводит к следующему уравнению:

$$\frac{d}{dt}v\,(n,x) = f\,(n, x-1)\,v\,(n, x-1) - f\,(n, x)\,v\,(n,x). \qquad (V.4)$$

В дальнейшем авторы строят весьма любопытную модель внешнего проникновения инфекции в домохозяйстве. Молекулы некоторого внешнего газа, проникающие внутрь трубки с плотно закупоренными концами при условии проницаемости для внешнего газа вещества трубки, будут проникать в числе, пропорциональном поверхности трубки, т. е. при постоянстве длины трубки — пропорционально ее радиусу. Но при постоянстве длины объем трубки, а следовательно, и число молекул внутреннего газа, пропорционален квадрату радиуса трубки, или, иначе, радиус трубки пропорционален корню квадратному из объема и, следовательно, из числа молекул внутреннего (в трубке) газа.

Отсюда выходит, что число проникающих внутрь трубки молекул внешнего газа будет пропорционально корню квадратному из числа молекул внутреннего газа.

Уподобляя отдельные (одноэтажные) дома приблизительно одинаковой высоты таким трубкам (разного радиуса в зависимости от числа обитателей) и проникновение внешней инфекции через отверстия (окна и двери, площадь которых примерно пропорциональна периметру здания) проникновению внешних молекул, можно заключить, что вероятность первоначального в данном доме появления инфекции пропорциональна корню квадратному из числа обитателей дома:

$$f(n, 0) = k\sqrt{n}.$$

Статистические данные полностью это подтверждают.

Исследование полученных уравнений, далее, приводит к выводу, что вероятность расширения инфекции в доме (рассматриваемой как внешняя инфекция) изображается величиной:

$$f(n, x) = \frac{k}{\sqrt{n}}(n-x). \qquad (V.5)$$

Статистическое наблюдение показывает, однако, что число случаев, при которых в доме, уже зараженном предварительно, появлялись новые факты заболеваний, оказывается всегда *выше,* чем то число, какое можно было бы ожидать при исчислениях на основе формулы (V. 5), т. е. в предположении только внешнего проникновения инфекции.

Отсюда у авторов не остается сомнения в том, что, помимо внешнего инфицирования (при посредстве москитов), инфекция Kala — azar может распространяться и посредством прямого контакта.

Нельзя не отметить некоторой, по-видимому, чрезмерной схематизации вопроса о распространении инфекции, какая проводится авторами исследования. В частности, вопросы социального порядка остаются вовсе вне поля зрения при построении такой «механической» модели, интерпретирующей лишь самые грубые контуры рассматриваемого сложного явления. Мы уже неоднократно указывали выше, что пренебрежение социальным моментом может привести к большим ошибкам именно в области эпидемиологии. Тем не менее нельзя не признать интересной остроумную попытку авторов на основе статистического материала (при помощи математического анализа) подойти к решению вопроса о способах распространения и проникновения инфекции данного рода.

В области эпидемиологии, вообще говоря, математические методы при условии предшествующего конкретного анализа могут, по-видимому, находить наиболее естественное применение. Можно указать много попыток математического изображения процесса распространения эпидемий. Из числа последних работ в этом направлении следует отметить большое исследование Сопера (H. E. Soper)[1], посвященное изучению вопроса о периодичности эпидемических заболеваний (корь), где автор также идет методом построения дифференциальных уравнений, используя одновременно большой статистический материал.

[1] H. E. Soper (of the Statistical Department of the National Institute for Medical Research). The interpretation in disease prevalance. Journal of Report Statistical Society, vol. 92, Part I, 1929. Крайне интересна дискуссия по указанному докладу, опубликованная там же.

VI

Несколько особняком стоит ряд появившихся за последнее время работ, пытающихся подвести математическую базу под некоторые основные, весьма общие, биологические процессы.

Здесь прежде всего необходимо упомянуть работы замечательного итальянского математика Вито Вольтерра (Vito Volterra) по «математической теории борьбы за существование»[1].

Вольтерра дает для густоты (или числа) особей некоторых двух видов организмов дифференциальные уравнения следующего (в основном) вида:

$$\frac{dN_1}{dt} = \varepsilon_1 N_1 - \gamma_1 N_1 N_2;$$

$$\frac{dN_2}{dt} = -\varepsilon_2 N_2 + N_2 \int_{-\infty}^{1} F(t-\tau) N_1 \times (\tau)\, d\tau,$$

где t — время, N_1 — густота населения (или число) особей основного вида, а N_2 — соответственно второго (паразитирующего) вида; ε_1, ε_2 и γ_1 — некоторые биологические постоянные.

К более сложной системе интегро-дифференциальных уравнений, охватывающих круг примерно тех же самых проблем, приходит Бейли (V. A. Bailey)[2]. В его результатах оказываются связанными между собой все основные числовые характеристики данной совокупности или колонии организмов, как то: плотность населения каждого из видов (основного и паразитирующего), коэффициенты рождаемости и смертности обоих видов, возрастные распределения их и пр., каждая из этих числовых характеристик комплекса организмов — в функции времени и в зависимости от силы смертности, плодовитости коэффициента взаимодействия между видами и той площадью, на какой может наблюдаться активность паразита.

[1] Vito Volterra. Lecons sur la théorie mathématique de la lutte pour la vie. (Cahiers scientifiques. Gautier—Villars) Paris, 1931, p. 143—145, а также Rend. Reale Acad. d. Lincei, 5, 1927, p. 3.

[2] V. A. Bailey. The interaction between hosts and parasites. The Quarterly Journal of Mathematic Oxford, series, vol. 2, № 5, 1931, p. 68.

Необходима, конечно, величайшая осторожность в пользовании такого рода построениями, ибо они всегда легко могут привести к механически схематизированным концепциям, подменяющим углубленный, всесторонний анализ очень сложных в действительности процессов. В особенности осторожно следует относиться ко всякого рода попыткам универсализации найденных математических соотношений.

Однако сам метод исследования количественных соотношений в биологическом процессе при помощи дифференциальных уравнений, вводящий в математическую форму не внешние описательные особенности той или иной кривой, а те действительно определяющие сущность явления факторы (хотя бы и не в полном числе), какие установлены предшествующим конкретным анализом, должен быть признан методом плодотворным и, во всяком случае, представляющим громадный шаг вперед по сравнению с нередко применяющимся описательным математизированием, сводящимся, в сущности, к чисто эмпирическому подбору констант в некоторых интерполяционных формулах.

Сейчас еще трудно оценить возможные выгоды от пользования подобными методами. Мешает такой оценке прежде всего большая сложность чисто математических исследований, встречающихся на пути, например, разрешения систем уравнений типа Бейли. Неизвестно даже, удастся ли в ближайшее время найти полное решение указанных систем.

Однако некоторые практические следствия подобных исследований намечаются уже сейчас.

Укажем на крайне интересные работы акад. П. П. Лазарева. В одной из последних работ[1] Лазарев на основе одного из частных случаев уравнений Вольтерра:

$$\frac{dN}{dt}=\varepsilon N-\gamma N^2,$$

ставя в связь это уравнение с уравнением Робертсона (для увеличения массы живого вещества организма, если рассматривать это увеличение как аутокаталитическую

[1] П. П. Лазарев. О весе тела живых существ в связи с теорией борьбы за существование Вито Вольтерра. Доклады Академии наук, А., № 5, 1933.

реакцию) и, приняв как предпосылку эмпирический закон Рубнера о постоянстве (приблизительном) количества поглощенной в течение жизни энергии (в виде пищи) на 1 *кг* веса у всех видов животных, приходит к замечательной математической формулировке зависимости между массой тела организмов и временем (возрастом):

$$\mu=\frac{\varepsilon\mu}{\gamma}\cdot\frac{N_0e^{\varepsilon t}}{\frac{\varepsilon}{\gamma}+N_0(e^{\varepsilon t}-1)},$$

где N_0 — начальное число клеток, μ — масса одной клетки, t — время (возраст), ε и γ — биологические коэффициенты (размножения и борьбы за существование).

Теоретически вычисленные показатели веса дают блестящее согласование с результатами опытной проверки (нарастание веса овса и повозрастные изменения веса человека). Кроме того, все биологические коэффициенты приобретают определенный физико-химический смысл.

К цитированным работам по характеру метода исследования примыкают крайне любопытные работы американского демографа-математика Лотки (A. J. Lotka)[1], рассматривающего те предельные формы роста совокупности живых организмов, какие должны получиться после неопределенно долгого существования в изучаемой совокупности постоянных повозрастных коэффициентов смертности и рождаемости.

Лотка приходит к интегральному уравнению вида:

$$B(t)=\int_0^{\gamma}B(t-a)\,p(a)\,\beta(a)\,da,$$

где $B(t)$ — число рождающихся в единицу времени; $p(a)$ — вероятность дожития до возраста a; $\beta(a)$ — повозрастной коэффициент плодовитости и γ — предельный плодовитый возраст.

[1] Основная работа Лотки появилась еще в 1911 г. F. R. Sharpe and A. J. Lotka. A problem in age distribution. Philosophical Magazine, vol. 21, Sixth Series, London, January—June, 1911, p. 135. Большое количество последующих работ того же автора, посвященных тому же вопросу, опубликовано в разных американских и европейских журналах. См. также книгу A. J. Lotka. Elements of physical biology. Baltimore, 1925.

Решение указанного уравнения приводит Лотку к замечательному заключению об установлении в пределе постоянного коэффициента прироста населения и к установлению факта образования при этом постоянной возрастной структуры, характерной для данной плодовитости и смертности (стабильно растущее население).

Приводя краткие результаты работ Вольтерра и Бейли, мы упоминали о тех научных возможностях, какие несут в себе эти методы исследования. В противоположность тем формулам, какие получаются методами интерполяции и которые логически не могут допускать возможность экстраполяции без насилия над логикой вещей, зависимости, установленные методами анализа (дифференциальных уравнений), в известных случаях могут служить целям и предсказаниям некоторых количественных результатов, экспериментально еще не полученных. Для этого достаточно, чтобы дифференциальное уравнение верно отражало действия всех (или по крайней мере существенных) факторов, влияющих на эксперимент, и чтобы в дальнейшем эксперимент отвечал условиям неизменности (или целиком наперед известной изменяемости) этих же факторов.

Именно то, что мы имеем здесь дело с экспериментом как таковым (обстановка которого зависит от воли исследователя), позволяет организовать опыт настолько строго, чтобы исключить влияние посторонних, не подлежащих в данной задаче исследованию факторов.

Мы уже подчеркивали необходимость особой осторожности в пользовании этими же методами (в особенности для прогноза результатов) в тех случаях, когда из области эксперимента мы переходим в область пассивного или почти пассивного наблюдения, когда контроль за вступлением на сцену новых факторов выходит из нашей власти. Именно в таком положении мы должны оказаться при попытках переноса указанных методов в область изучения человеческих совокупностей.

Здесь всякие предложения о стабильности тех или иных (даже основных биологических) факторов делаются совершенно шаткими, ибо на сцену выступает совершенно новая — социальная сторона человеческой совокупности, несущая с собой множество новых социальных факторов.

Упомянутые работы Лотки относятся именно к человеческим совокупностям (демографическим массам). И с этой точки зрения нужно сразу же сказать, что полученные автором математические зависимости никак не могут служить целям прогноза будущих процессов населения.

Построения эти должны преследовать иную цель и ставить себе иные задачи. Основная их задача — получение возможно более углубленной характеристики status praesens населения с точки зрения тех потенциальных возможностей, какие несут в себе присущие данному моменту демографические факторы. Рассматривая построения Лотка с этой точки зрения, приходится признать, что в смысле углубленности проникновения в демографическую обстановку — проникновения, синтезирующего и факторы деструктивного и факторы «конструктивного» порядка — построения эти являются пока непревзойденными образцами. С этой точки зрения желательно их дальнейшее расширение и углубление. Внимание демографов за границей все более и более приковывается к этим новым путям[1].

Заканчивая настоящий, конечно, далеко не полный обзор последних работ, характеризующихся внесением в медицину и биологию вообще математических и математико-статистических методов, нельзя не остановить внимания и на возможностях излишеств в этом направлении.

Следует твердо помнить, что внесение математических приемов нужно приветствовать лишь там, где эти приемы действительно необходимы или полезны. Нехорошо, если формулы (в особенности сложные) нагромождаются там, где без них можно с тем же успехом решить поставленные вопросы, и совсем плохо, если формулы эти служат лишь для того, чтобы «научностью» прикрыть ничтожные, а иногда просто неверные результаты. Вообще следует помнить, что математические и математико-статистические приемы никогда не смогут заменить собой конкретного анализа сущности рассматриваемого явления: математический анализ может лишь сопутствовать и помогать специфическому анализу, свойственному

[1] У нас в СССР вопросами расширения и обобщения результатов Лотки занимались О. А. Квиткин (Москва), С. А. Новосельский и пишущий эти строки. О. А. Квиткин в предложенной им системе показателей сумел дать возможность получения классово-дифференцированных показателей роста.

той или иной дисциплине. Это замечание в особенности следует помнить при пользовании методами теории корреляции и при интерполяционных приемах проведения кривых.

С другой стороны, не следует забывать о тех больших возможностях, какие может принести пользование математикой, и в частности математической статистикой в различных областях медицины.

Приведенные в обзоре примеры достаточно полно иллюстрируют разнообразность проблем, в решении которых математика оказывает огромные услуги. Очень часто математическая форма рассмотрения сообщает изучаемой проблеме ясность, не достижимую при иных методах анализа.

«Для диалектического,— говорит Энгельс[1],— и, вместе с тем, материалистического понимания природы требуется знакомство с математикой и естественными науками».

[1] Ф. Энгельс. Диалектика в современном естествознании. Предисловие ко 2-му изданию «Анти-Дюринга», 1885 г.; Диалектика природы, изд. 6-е, Москва, Партиздат, 1932, стр. 212.

О ПРИМЕНЕНИИ ВЫБОРОЧНОГО МЕТОДА К РАЗРАБОТКЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ ДАННЫХ О ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ[1]

Целью настоящего доклада является соединение воедино некоторых основных положений, имеющих корни в чисто математических приложениях теории вероятности, которые могут служить основаниями для применения выборочного метода к изучению заболеваемости.

Прежде всего необходимо отметить, что выборочный метод в качестве метода практической статистики уже давно завоевал вполне прочное место в целом ряде отраслей статистики, преимущественно в областях статистики хозяйственной. Наиболее широкое применение (получившее начало еще в земской статистике) этот метод приобрел в статистике сельского хозяйства, где уже в течение многих лет основой для получения сведений о всех почти элементах, характеризующих крестьянское хозяйство, являются данные особых выборочных переписей и где с помощью выборочного метода изучаются не только простые пропорции тех или иных признаков, но и исследуются часто весьма тонкие и сложные связи и взаимоотношения между отдельными видами признаков. Практическая ценность получаемых данных не вызывает никаких сомнений. Едва ли будет преувеличением утверждение, что громадная часть практических мероприятий правительства в области сельского хозяйства в на-

[1] Опубликовано в «Трудах 11-го Всесоюзного съезда бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей», т. 1, М.—Л., 1929, стр. 231—238.

стоящее время вытекает как следствие из положений, добытых почти исключительно путем применения выборочного метода исследования. Заметим, что не только сельскохозяйственная статистика, но и почти все отрасли хозяйственной статистики широко используют этот метод. По-видимому, нет никаких особых оснований для отказа от использования столь широко испытанного на практике метода и в области медицинской статистики, в частности статистики данных о заболеваемости.

Принцип выборочного метода заключается в отказе от исследования всех без исключения объектов изучаемой совокупности и в замене такого сплошного исследования исследованием лишь части всей совокупности, отбираемой при соблюдении особых условий.

Особые условия, о которых здесь говорится, заключаются в том, что отбор объектов исследования производится или по принципу чистой случайности (по жребию) или по признаку, заведомо не стоящему ни в какой связи ни с одним из тех признаков, какие предполагается изучить.

Выборка, произведенная на таких основаниях, носит название случайной выборки и обладает по отношению к общей совокупности (генеральной совокупности) некоторыми специальными ценными свойствами. Укажем на главное свойство такой совокупности.

Пусть полная (генеральная) совокупность есть совокупность всех зарегистрированных заболевших, состоящая из миллиона единиц, и пусть известно, что в составе ее 45% рабочих.

Отберем чисто случайным образом из генеральной совокупности некоторую выборочную совокупность в составе, например, 100 000 единиц.

Теоретически возможно, что во вновь полученной выборочной совокупности может быть любой процент рабочих: 0, 1, 2, ..., 100.

Основное положение теории вероятности, относящееся к случайным выборкам, говорит, что далеко не все указанные виды пропорции рабочих будут одинаково вероятны.

Оказывается, что наиболее вероятны такие случаи, при которых процент рабочих в выборке наименее отличается от процента рабочих в генеральной совокупности. Наоборот, случаи, при которых в выборке окажется или

слишком мало рабочих (2%, 3%, 10%), или слишком много (80%, 90% и т. д.) оказываются чрезвычайно маловероятными.

Более того, теория вероятностей дает возможность установить, насколько вероятна та или другая ошибка выборки (отклонение от пропорции в генеральной совокупности).

Например, в указанном примере можно доказать, что отклонения в пропорции рабочих по 45%-ной выборке больше 0,6%, крайне маловероятны: вероятность того, что рабочих по выборке окажется меньше, чем 44,4%, или больше, чем 45,6%, равняется ничтожной величине; она меньше $\frac{1}{10\,000}$. С подобными вероятностями мы в практической жизни обычно не считаемся[1]. Поэтому практически можно считать достоверным, что процент рабочих по выборке не выйдет из указанных пределов.

Это коренное свойство случайных выборок, свойство давать пропорции изучаемых объектов, весьма близкие к тем, какие наблюдаются в основной генеральной совокупности и составляет наиболее ценное и нужное нам свойство, принадлежащее выборкам случайным.

Вторым ценным свойством метода случайного отбора является возможность заранее оценить величины погрешностей, какие мы сможем сделать, пользуясь изучением выборочной совокупности вместо изучения генеральной совокупности, т. е. вместо сплошного изучения решительно всех объектов.

Выгоды применения выборочного метода вполне очевидны. Количество потребной работы, а следовательно, персонала и средств, необходимых для изучения, понижается во много раз. Благодаря этому становится до-

[1] В самом деле, когда человек взрослый затевает какое-либо предприятие, результаты которого могут быть получены через 5—10 лет, то в расчеты его неминуемо вторгается мысль о том, доживет ли он до момента получения результатов, ибо вероятность смерти в течение столь длительного срока довольно велика. Наряду с этим никто при устройстве своих дел не считается с вероятностью умереть в течение ближайшей недели: вероятность этого считается настолько малой, что никому обычно не приходит в голову считаться с возможностью предстоящей в течение недели смерти. Между тем вероятность смерти в течение ближайшей недели для взрослого человека 35—40 лет от роду есть величина порядка $\frac{1}{10\,000} - \frac{2}{10\,000}$ т. е. как раз порядка нашей вероятности.

порядку их взаимного расположения к моменту разработки.

Условием годности такого отбора с точки зрения требований теории вероятностей является предположение об отсутствии какой-либо связи между, например, десятыми по порядку местом карточки и тем признаком, какой мы изучаем (в данном случае главным образом болезненной формой). Если бы можно было предполагать, что по каким-либо соображениям карты к моменту разработки окажутся разложенными таким образом, что последовательное открывание карт покажет периодичность в расположении по болезненным формам, то подобный метод отбора следовало бы признать непригодным для целей случайной выборки. Нужно признать, однако, такое предположение неправдоподобным.

При этом возникает иной вопрос. Карточки могут лежать по пачкам, объединяющим отдельные лечебные учреждения. При этом отдельные лечебные заведения могут обнаруживать специальный подбор специальных заболеваний (туберкулезные и иные диспансеры) или специальный подбор лиц известных возрастов (детские поликлиники и амбулатории и т. п.). Возникает вопрос, не препятствует ли такое расположение карт достижению при механическом отборе нашей основной цели — обеспечению случайности выборки и тем самым не вредит ли подобное расположение точности получаемых результатов?

Формулы теории вероятностей дают успокоительный ответ на указанный вопрос. Можно сказать даже, что подобное расположение карт в большей части случаев обеспечивает несколько большую точность получаемых результатов по сравнению с результатами, получающимися при намеренно беспорядочном отборе карт по типу извлечения из закрытой урны. Легко, без применения особо сложных формул, отдать себе отчет в причинах этого явления. В самом деле, при нашем условии отбора мы гарантируем попадание в выборочную совокупность представителей всех наших разнородных учреждений, причем карточки в выборку попадают после отбора пропорциональном[1] числу листков, представляемых учреждением. Мы как бы производим самостоятельные

[1] Если не считать неполных десятков и т. п.

отдельным изучением каждого из этих учреждений, каждого из этих признаков, каждой из этих болезненных форм, что при пользовании сплошным исследованием могло бы оказаться для нас недоступным по причине громадности затрат труда и сложных средств, связанных с таким изучением.

Постановка выборочной разработки данных о заболеваемости требует предварительного решения трех вопросов, непосредственно связанных с техникой самой работы.

Во-первых, необходимо указать теоретически правильный и практически удобный метод отбора данных для разработки. Во-вторых, необходимо наметить количественную сторону всей операции. Наконец, третьим вопросом является вопрос о точности получаемых нами при помощи выборки результатов.

Рассматривая вопрос об установлении того или иного метода отбора, необходимо прежде всего указать, что классическая схема отбора, какая обычно излагается в курсах теории вероятностей, является совершенно неудобной для практики отбора карточек о заболеваемости.

Схема эта обычно отождествляется или иллюстрируется как операция последовательного вынимания наудачу шаров из закрытой урны. Если заменить шары карточками о заболеваемости, то схема была бы соблюдена полностью, если бы можно было организовать подобие закрытой урны и осуществить тщательное перемешивание листов в порядке извлечения. Нечего и говорить, что количество обычно подлежащего разработке материала о заболеваемости и его объем совершенно не допускают прямого использования подобной схемы. Заметим, что и косвенные попытки организовать извлечение такого типа (порядковая нумерация карт и изготовление малых фишек, снабженных теми же номерами для непосредственного извлечения) должны потребовать весьма большой затраты труда, которая крайне в значительной мере поглотить экономию труда, являющуюся нашей основной целью.

Таким образом, в нашем случае приходится обратиться к иному методу отбора, тому, какой некоторые исследователи (А. Д. Ковалевский) получил название «механического отбора» и какой наиболее часто применяется в выборочных операциях сельскохозяйственной статистики. Примером схемы отбора этого рода является отбор, например, каждой пятой или десятой карты по

выборки по каждому отдельному учреждению и затем берем строго взвешенную среднюю полученных результатов.

Следующий вопрос — вопрос о количественной стороне выборки — является столь тесно связанным с вопросом о точности получаемых результатов, что отдельное рассмотрение этих вопросов оказывается немыслимым. Укажем прежде всего способы, какими можно подойти к оценке точности получаемых результатов.

Теория выборочного метода рассматривает ошибки, с одной стороны, частостей изучаемых явлений, с другой — средних значений какого-либо признака, свойственного изучаемой совокупности. Примерами исследуемых частостей являются, например, частости той или иной формы заболевания в общей совокупности заболевших, частости той или иной профессии, того или иного пола, наконец, комбинированной частости той или иной профессиональной группы с указанным заболеванием в среде общей совокупности. Изучение средних, имеющее столь большое значение в экономической статистике, в нашем случае имеет меньшее применение. Можно указать лишь на изучение среднего возраста заболевших. Главнейшую роль, таким образом, приобретают частости и их ошибки.

Ошибки, которые приходится оценивать при выборке, могут иметь два вида. Можно ставить вопрос прежде всего об ошибках систематических: не преуменьшаем ли мы или не преувеличиваем систематически величины частостей (процентов), если мы оцениваем их по выборочным данным.

Теория вероятностей указывает, что при указанных схемах выборки таких систематических ошибок не делается (поскольку по крайней мере речь идет о частостях по отношению ко всей совокупности), и, таким образом, на этом вопросе можно не останавливаться. Остается вопрос об ошибках случайных.

Вероятностный подход к этой задаче обнаруживает, что выражения случайных ошибок получают различный вид в зависимости от той схемы, по которой производится отбор.

Простейший вид они получают тогда, когда выборка производится по так называемой схеме возвращенного шара, т. е. когда после извлечения шара и записи его

цвета или иного признака он бросается обратно в урну и содержимое урны тщательно перемешивается. В этом случае ошибка частости оказывается независимой от общей численности всей изучаемой (генеральной) совокупности и получает следующий вид:

$$\sigma_A = \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}}. \qquad (1)$$

Как уже известно, практически применимый способ отбора карточек при выборочном изучении заболеваемости не аналогичен подобной схеме. При обычном способе отбора (каждая десятая, пятнадцатая, двадцатая карточка) всякий раз отобранная карточка откладывается в сторону и, следовательно, не имеет шансов попасть в выборку второй раз.

В случаях выборки такого типа для нахождения ошибки более правильно пользоваться следующей формулой:

$$\sigma_B = \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}\left(1-\frac{n}{N}\right)} = \sigma_A \cdot \sqrt{1-\frac{n}{N}}.$$

Здесь N — число всех карточек, полученных за данный год (или иной период), n — число карточек, попавших в выборку, и p' — пропорция (частость) карточек *в выборке* с тем признаком, какой мы изучаем (например, частость заболеваний гриппом по выборке).

Тогда p' будет изображать частость заболеваний гриппом, определенную по выборке, а

$$\sigma_B = \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}\left(1-\frac{n}{N}\right)} \qquad (2)$$

будет изображать ошибку этой частости.

Тогда на основании этих данных можно высказать следующее утверждение: с вероятностью, весьма большой (больше чем 0,9973), мы можем утверждать, что и в генеральной совокупности частость не отличается от p' больше чем на три сигмы ($3\sigma_в$) в одну и другую сторону[1].

[1] Мы не рассматриваем вопроса об ошибке оценки произведения pq по его выборочному аналогу $p'q'$ и о тех коррективах, какие

Подобная же формула ошибки может быть указана и для средней арифметической, полученной при выборке:

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n}} \quad (3)$$

Входящая в эту формулу величина σ есть не что иное, как среднее квадратическое отклонение, определенное по выборке.

Заметим, что если выборочная совокупность составляет малую долю всей совокупности, то множитель

$$\sqrt{\frac{N-n}{N}}$$

делается очень близким к единице, так если, выборка равна 10% основной (генеральной) совокупности, то этот множитель делается примерно равным 0,95 и с ним можно на практике не считаться. При этом, результаты выборки на самом деле лишь окажутся немного более точными, чем мы предполагаем. Вместе с тем, когда выборка составляет более 10%, желательно пользоваться полной формулой (2 и 3), иначе мы будем уже значительно преуменьшать истинную точность полученных результатов.

Рассмотрение указанной формулы приводит к следующим заключениям: точность данных по выборке зависит от трех факторов: самой величины частоты, абсолютной величины выборки и процента выборки.

1. При прочих равных условиях относительная ошибка возрастает тем сильнее, чем реже встречается исследуемое путем выборки явление. Наиболее относительно

требует такая оценка. (Практически эти вопросы могут остаться без рассмотрения). Заметим, что применение указанного суждения с полным правом может быть сделано лишь при некоторых ограничительных условиях, а именно — если число карточек в выборке велико (обычно это условие удовлетворяется, поскольку в выборку идут десятки тысяч карточек) и если сама частость не слишком мала (болезнь не чрезмерно редкая). Иными словами, необходимо, чтобы распределение эмпирических частостей обнаруживало приближение к нормальному.

Оставляем без рассмотрения вопрос об оценке рассеяния в генеральной совокупности путем привлечения рассеяния выборки.

совокупностей, больших 250 000, можно оценивать явления, какие встречаются часто, сплошными, близкими к 50%.

2. При прочих равных условиях точность выборки (ошибка выборки) возрастает с возрастанием абсолютной величины выборки (ошибка изменяется обратно пропорционально корню квадратному из числа единиц в выборочной совокупности).

3. Точность возрастает с увеличением процента выборки при прочих равных условиях.

Каждое из этих положений налагает некоторые ограничения на практику выборочной разработки. С точки зрения первого положения оказывается нежелательным изучать по выборке редкие явления (редкие, болезненные формы). Можно с известной долей субъективности указать на нежелательность использования данных по выборке, встречающихся частостью меньшей 0,1% всей совокупности. Некоторые практики в смысле осторожности идут дальше: наименьшая величина, оцениваемая ими по выборке, принимается на 1%. Все частности, меньшие одного процента, таким образом, переносятся в области сплошного исследования.

Второе положение заставляет наложить некоторые ограничения на минимальную абсолютную величину выборочной совокупности. С этой точки зрения мы полагали бы, что понижать величину выборочной совокупности далее, чем до 25 000 объектов, было бы нежелательно. Уже при этих условиях (даже если мы возьмем весьма высокий процент выборки — 50 (более высокий процент делает сомнительной вообще полезность выборки с точки зрения экономии труда), ошибки достигают значительной величины. Вместо истинного 1%, мы можем получить от 0,87 до 1,13.

Было бы еще осторожнее остановиться на 50 000, как минимальной величине выборки.

Сам процент выборки при установлении достаточной минимальной величины выборочной совокупности оказывает меньшее влияние на точность выборки.

Так, если мы выбрали за минимальную величину выборочной совокупности величину в 25 000 объектов, то при соблюдении этого условия с точки зрения точности оцениваемых по выборке частостей нет необходимости стремиться к особо большому проценту выборки, например, большему чем 10. При таких условиях лишь для малых генеральных совокупностей (меньших 25 000) мы

должны иметь проценты выборки большие, чем 10, а для совокупностей, больших 250 000, десятипроцентная выборка оказывается вполне достаточной.

При этом очень большие (миллионные) совокупности лучше разбивать на частичные и в каждой из них производить отдельную десятипроцентную выборку. Такой прием может значительно повысить точность результатов, в особенности если указанные частичные совокупности можно предполагать значительно различными друг от друга по составу (например, отдельные части года, полугодия, сезоны и т. д.).

Комбинируя все указанные условия, можно установить следующие примерные расчеты процентов выборки:

Величины генеральной совокупности	Примерные проценты выборки
50 000— 85 000	50 (каждая вторая карта)
85 000—100 000	около 30 (33,3) (каждая третья)
100 000—125 000	25 (каждая четвертая)
125 000—170 000	20 (каждая пятая)
170 000—210 000	около 15 (16,66) (каждая шестая)
210 000—250 000	около 12 (12,5) (каждая восьмая)
250 000—и выше[1]	10 (каждая десятая)

При этом мы считаем, что выборка свыше чем 50% является малополезной в смысле экономии, почему совокупности ниже 50 000 объектов не считаем желательным подвергать выборочной разработке.

Схема эта, конечно, отнюдь не является какой-либо абсолютной схемой. В основу ее, помимо теоретических соображений теории вероятностей, вложены и в достаточной степени субъективные мнения о степени той точности, с какой желательно получить результаты, а также о степени той уверенности, с какой должны вестись все оценки. Эти два последние пункта могут явиться предметом дискуссии и экспертизы наиболее заинтересованных практиков исследования заболеваемости. С изменением требований в отношении точности желательных результатов может видоизмениться и схема выборки.

[1] Теоретически, при условиях той же точности можно бы и далее идти на понижение процента выборки. Мы считали бы, что 1/10 разработки карт даст уже достаточную экономию работы, и стремиться к большей не следует. Лучше сохранить 10%-ный отбор и для более массивного материала, повышая тем самым точность. Да и отбор каждой 500-й карточки опасен с точки зрения возможного пропуска целой амбулатории.

Следует остановиться еще на двух-трех подробностях практического использования методов выборочной разработки.

Во-первых, следует упомянуть о том, что нередко практику необходимы не только частости, но и сами итоги явлений, например числа заболеваний по отдельным формам и группам болезненных форм.

В этих случаях итоги, конечно, получаются умножением частостей на всю величину генеральной совокупности. Ошибка такого итога [назовем его предположительным (исчисленным) итогом] равняется ошибке частости, умноженной также на величину генеральной совокупности.

С этой точки зрения можно ожидать, что интенсивные показатели там, где уместно их построение, будут иметь ошибки приблизительно того же порядка, что и экстенсивные. В самом деле, там, где первичная обращаемость велика, числа всех первичных обращений примерно того же порядка, что и числа населения, откуда и можно ожидать примерного совпадения величины ошибок.

Следует остановиться также и на помесячной разработке. Поскольку можно думать, что отдельные месяцы могут различаться друг от друга по общему строю заболеваемости, постольку помесячная разработка как промежуточный этап для годовой представляется весьма желательной в смысле возможного повышения этим путем точности результатов. В этом случае годовой предположительный итог будет получаться как сумма помесячных предположительных итогов, а ошибка его будет равна корню квадратному из суммы квадратов ошибок помесячных итогов. В этом случае нет необходимости, чтобы выборочная совокупность за каждый месяц была не меньше 25 000 (или иной установленной минимальной величины). Поскольку конечной целью является годовой итог, постольку лишь по отношению к выборке за весь год желательно соблюдение этого правила.

мальному распределению. Вопрос этот непосредственно связан с вопросом о праве использования таблиц интеграла вероятностей или, что то же самое, с вопросом о правомерности оценки ошибок по правилу «трех сигм». Предварительное рассмотрение привело нас к заключению, что во всех случаях, когда частости превышают 0,1 и даже 0,01% всей совокупности, практически можно считать распределение почти не отличающимся от нормального и, следовательно, пользоваться привычными методами.

Я считаю необходимым указать, что далеко не все вопросы теории, связанные с практикой изучения заболеваемости путем выборочной разработки, нашли здесь свое отражение. Часть вопросов осталась здесь незатронутой. К таким вопросам нужно отнести и вопрос об оценке сводных итогов по отдельным выборкам с разным процентом выборки, о возможности очистки материала от дубликатов путем тех же выборочных данных и многие другие. Часть из этих вопросов (например об очистке от дубликатов) может потребовать специальной проработки.

---

[1] Опубликовано в журнале «Вопросы педиатрии, педагогики и охраны материнства и детства», Л., 1929, т. I, вып. 1, стр. 91—100. Печатается с сокращениями.

СТАТИСТИКА В ДЕЛЕ ОХРАНЫ МАТЕРИНСТВА И МЛАДЕНЧЕСТВА[1]

Столь обширно разветвленная область общественной медицины, как охрана материнства и младенчества, не может существовать без широкой и научно правильно организованной статистики.

Статистические концепции и статистические методы в настоящее время проникли едва ли не во все отрасли практической деятельности (в особенности государственной), а также проложили пути и в область весьма большого числа научных дисциплин, включая в круг своего ведения даже такие еще недавно далеко отстоящие от статистики науки, как физика, астрономия, механика и т. д.

В области наук, имеющих ближайшим объектом изучение человека, статистика занимает, пожалуй, наиболее почетное место. Точно так же и в отношении отраслей практической деятельности. При этом степень важности статистического метода обычно возрастает по мере увеличения степени «массовости» того человеческого материала, с которым приходится иметь дело данной научной дисциплине или данной области практической государственной деятельности. Специалисты по многим отделам клинической медицины, имеющим своим предметом редкие виды заболеваний, могут относительно легко обходиться без помощи статистических концепций. В ином положении находятся работающие на поприще общест-

[1] Опубликовано в журнале «Вопросы педиатрии, педагогики и охраны материнства и детства», Л., 1929, т. I, вып. 1, стр. 91—106. Печатается с сокращениями.

венной, профилактической медицины: здесь нередко всякая оценка в выборке того или иного мероприятия, охватывающего громадные массы населения, делается по существу немыслимой вне массового статистического наблюдения.

Именно в таком аспекте должна рассматриваться и работа по охране материнства и младенчества. Нужно иметь в виду, что объектом работы в этой области является не столько больная мать, сколько вообще мать, и не столько больной ребенок, сколько ребенок вообще. Иными словами, работа в области охраны материнства и младенчества является работой, в сущности охватывающей громадные массы населения. Что же можно сказать о сравнительной полезности мероприятий, охватывающих громадные массы населения, вне статистической оценки и статистического анализа? Чаще всего, не прибегая к статистике, нам приходиться ограничиваться лишь чисто умозрительными соображениями; опытное же подтверждение таких соображений неминуемо требует статистического анализа.

Каким требованиям должна удовлетворять правильно поставленная статистика охраны материнства и младенчества? В основном требования эти могут быть сформулированы следующим образом.

1. Статистика должна дать ответ на вопрос об эффективности всех мероприятий по охране материнства и младенчества в целом по всей стране и по отдельным территориальным подразделениям. При этом желательно установление объективных, по возможности *числовых,* критериев такой эффективности и, в идеале, даже выведение баланса между экономическими выгодами, являющимися следствием указанных мероприятий, и государственными затратами на них.

2. Статистика должна дать ответ на вопрос о сравнительной полезности отдельных мероприятий по охране материнства и младенчества, указать, с одной стороны, малоэффективные и вовсе не эффективные стороны и показать, с другой стороны, при каких условиях другие мероприятия дают наибольший коэффициент полезности.

3. Статистика должна намечать наиболее угрожаемые области в состоянии здоровья и физического состояния как матери, так и ребенка и тем самым направ-

лять энергию работников охраны материнства и младенчества на выработку новых мероприятий.

4. Статистика должна сигнализировать о дефектах как общей деятельности по охране материнства и младенчества, так и о дефектах и достижениях отдельных пунктов, работающих на определенной территории.

5. Статистика должна давать ясный числовой учет степени проникновения мероприятий в массы населения, а также ясную количественную картину произведенной работы.

Для того чтобы иметь возможность дать серьезный ответ на все поставленные таким образом вопросы, статистика охраны материнства и младенчества должна удовлетворять известным требованиям с точки зрения научно правильной постановки как статистического наблюдения, так и оформления полученных материалов. Нужно помнить, что далеко не всякое собрание числовых данных, нередко даже получаемых самым тщательным образом, заслуживает названия статистики и имеет возможность служить поставленным выше целям, т. е. главным образом быть критерием полезности деятельности и давать сравнительную оценку отдельных мероприятий.

К сожалению, нужно признать, что постановка дела статистики охраны материнства и младенчества едва ли может быть признана хоть сколько-нибудь удовлетворяющей поставленным требованиям. Те статистические таблицы, какие составляются в органах охраны материнства и младенчества сейчас и представляются в статорган Наркомздрава, не могут дать ответа почти ни на один из поставленных вопросов. Кое-как освещается лишь последний из поставленных нами пунктов. Из таблиц мы можем получить некоторое впечатление о количественной стороне проделанной этими органами работы. По-видимому, такая учетно-оперативная сторона и преследовалась прежде всего при составлении плана табличных сводок. Такое сужение круга ведения статистики, сведение статистического анализа к несколькими таблицам, которые в лучшем случае могут служить лишь дополнением к финансово-бухгалтерскому отчету, едва ли является полезным для дела. Сопоставление ничтожности полученных результатов с количеством затраченной на местах и в центре работы вызывает сомнение в нужности

подобных табличек, почти не поддающихся статистическому анализу.

Для того чтобы пояснить нашу мысль, остановимся лишь на двух-трех примерах, выбрав те области, какие, по нашему мнению, являются наиболее существенными и важными в работе по охране материнства и младенчества.

При оценке общей эффективности мероприятий по охране ребенка прежде всего возникает вопрос о выборе того явления, какое могло бы служить наиболее ярким и легко учитываемой мерой достигнутого благополучия или неблагополучия в детском населении. По-видимому, таким явлением прежде всего следует признать смертность детей. Трудно себе представить другой вид явлений, который улавливался бы с большей легкостью и обладал бы такой убедительностью. Исследование [illegible] (заболеваемость, физическое развитие), встречает значительно большие затруднения (в области наблюдения), всегда сопровождается весьма значительной долей субъективизма при этом полнота сведений в равных местах, например о заболеваемости, часто оказывается весьма сильно зависимости от всей совокупности условий наблюдения. Вполне понятно поэтому, что исследованию смертности издавна обращалось особое внимание и с измерениями [illegible] сравнивать между собой.

Особо важное значение приобретает вопрос об изучении смертности детей как [illegible] величины детской смертности, так потому, что детская смертность представляет собой фактор, который наиболее быстро и гибко отражает [illegible] приятий, какие находятся в руках человека.

При изучении детской смертности в работе по охране материнства и младенчества возникает прежде всего следующие вопросы, на которые он должен искать статистический ответ:

1. Понижается или повышается детская смертность во всем населении, в то время как мы имеем прогрессирующее развитие учреждений и мероприятий по охране материнства и младенчества

2. Можно ли ставить в непосредственную связь понижение детской смертности с усилением работы органов охраны материнства и младенчества? Иными словами, можно ли отметить различия между смертностью детей, *находящихся* на попечении этих органов (в той или иной форме), и теми детьми, которых работа этих органов *не затрагивает*?

3. Какие из главнейших мероприятий по охране материнства и младенчества оказывают наиболее благоприятное действие в смысле понижения смертности и какие условия жизни ребенка наиболее способствуют такому понижению?

Трудно переоценить важность поставленных здесь вопросов и степень необходимости получить на них строго научный, объективный статистический ответ. Статистическая литература уделяет много места обсуждению этих вопросов и анализу статистических данных. Методология изучения и сама возможность получения ответа на поставленные вопросы служат предметом самой оживленной дискуссии.

Нельзя не сказать, что получение правильного ответа на вопросы, подобные поставленным, связано со значительными трудностями. Как известно, научное сравнение воздействия двух факторов требует прежде всего создания такой обстановки наблюдений, какая соответствовала бы требованию наличия «прочих равных условий».

Наблюденные нами различия в смертности двух контингентов, находящихся под воздействием двух испытуемых факторов, только тогда могут быть приписаны результатам воздействия этих факторов, когда имеется гарантия в том, что прочие условия, какие могут влиять на доживаемость этих двух контингентов, оставались во время наблюдения неизменными.

Можно заранее сказать, что абсолютного равенства прочих условий достигнуть в обстановке конкретной действительности, конечно, не удастся.

Вместе с тем нужно стремиться к тому, чтобы создать равенство хотя бы таких факторов, какие влияют на смертность сильнее, чем сравниваемые. Поясним сказанное примером. Пусть сравнению с точки зрения смертности подлежат дети, подвергавшиеся воздействию закрытого и открытого призрения. Характер призрения есть

исследуемый фактор, который может влиять на величину смертности. Однако можно указать такой фактор, влияние которого будет сильнее, чем влияние изменений в характере призрения. Таким фактором, например, является преобладающий возраст исследуемых групп детей. Известна колоссальная зависимость смертности грудных и малых детей от возраста. Уже разница в днях создает (для младенцев первого месяца жизни) значительную разницу в смертности. Различия же в месяцах возраста сказываются на различиях в смертности решающим образом; смертность детей на 11-м месяце жизни в несколько раз ниже смертности детей на 1-м месяце жизни.

Естественно, что различия в возрастном составе детей будут прежде всего обусловливать различия в смертности и затушевывать все иные различия. Так, например, если в условия закрытого призрения будут попадать преимущественно дети старших возрастов, а в условия открытого — молодых, то заранее можно сказать, что открытое призрение, несмотря ни на что, дает более высокий общий коэффициент детской смертности. Заметим, что не только возраст, но и другие некоторые факторы могут оказывать весьма сильные пертурбационные влияния. Таким образом, сравнение детской смертности должно производиться с соблюдением ряда требований, обеспечивающих соблюдение существенной части «равенства прочих условий». Укажем на главнейшие такие требования.

1. Прежде всего должно быть установлено полное единообразие в понимании того круга смертных случаев, какой будет признаваться относящимся к исследуемому учреждению. Если подобное единообразие не будет обеспечено, то полученные данные о смертности оказываются совершенно непригодными для сравнения и сопоставления. Между тем точное ограничение круга указанных смертных случаев не всегда происходит легко и не вызывает сомнений. В громадной части случаев оказывается совершенно невозможным идти по наиболее легкому пути и ограничиваться исследованием только тех смертных случаев, какие произошли в стенах самого учреждения. Во многих детских домах (в особенности в таких, при которых имеются клиники) почти всякое заболевание вызывает эвакуацию ребенка из детского дома. Таким образом, внутри детского дома может почти не наблю-

даться смертных случаев. Естественно, что полученные таким путем цифры смертности оказываются несравнимыми с цифрами смертности детей общего населения В случае же, если к смертности данного детского дома относить и больничные смертные случаи, возникает много новых вопросов. Неизвестно, все ли смертные случаи, происшедшие в больницах с воспитанниками детского дома, должны быть отнесены на счет этого дома или часть таких случаев должна быть отброшена.

Еще большие затруднения возникают при определении круга лиц, умирающих в условиях открытого призрения. Каких умерших детей нужно считать, например, умершими в данной консультации? Здесь нельзя ни в коем случае ограничиваться лишь теми смертными случаями, какие зарегистрированы в самой консультации. С другой стороны, нельзя относить на счет консультации все без исключения смертные случаи, происшедшие в среде детей, хотя бы раз посетивших консультацию.

Возникает необходимость строгой регламентации способов ограничения круга наблюдаемых смертных случаев для разного типа учреждений. Вне установления полного единообразия по этому вопросу собранные сведения о смертности нужно считать почти не имеющими ценности.

2. И для неспециалиста ясна полная невозможность производить сопоставления путем рассмотрения абсолютных чисел умерших. Нельзя сравнивать по числу умерших детей город Ленинград с городом Минском и из числа умерших выводить заключения об условиях жизни детей в этих городах. Ленинград намного больше Минска, почему в Ленинграде всегда будет значительно большим и число умерших детей.

Сравнение производится обычно путем сопоставления так называемых относительных чисел. Для получения коэффициента детской смертности во всем населении число умерших обычно относят к тому или иному числу родившихся.

К чему же должны быть отнесены числа детей, умерших в учреждении, например в детском доме, в консультации?

В этом вопросе, оказывается, отнюдь не установлено никаких твердых правил. Некоторые авторы относят число умерших за год детей к числу всех «прошедших».

через детский дом детей, другие относят к числу выбывших детей, третьи, наконец, относят к числу дето-дней, проведенных под наблюдением.

Нельзя не возразить прежде всего против нередко практикуемого, безоговорочного отнесения числа умерших детей к числу всех прошедших детей. Число прошедших детей может определяться обстоятельствами чисто случайными. Достаточно, чтобы в силу тех или иных (чаще всего хозяйственно-административных) причин смена детей в одном учреждении шла более быстрым темпом, чем в другом, чтобы получить совершенно несравнимые данные о смертности в этих учреждениях, если эту смертность выяснять путем отнесения числа умерших к числу прошедших детей. При таких условиях детский дом, который в середине года был временно закрыт (например, по случаю ремонта) и получил после открытия партию новых детей, оказывается в чрезвычайно выгодных условиях по сравнению с домом, в котором одни и те же дети пробыли весь год с начала до конца. При одном и том же числе умерших коэффициент в первом (на время закрывавшемся) доме будет примерно вдвое ниже, чем во втором доме, ибо число «прошедших» через дом детей будет чуть ли не вдвое выше. Мы взяли здесь крайний случай. Но и в обычном ходе жизни детских учреждений административно-хозяйственные причины нередко вызывают совершенно различную сменяемость состава отдельных учреждений, что делает неправомерным отнесение числа умерших к числу прошедших детей.

Только в случае полной уверенности в одинаковости среднего срока пребывания больных можно сравнивать два учреждения путем коэффициентов, построенных как отношение числа умерших к числу прошедших детей.

Примерно те же причины препятствуют построению коэффициентов путем отнесения к числу выбывших детей.

Наиболее правильным является отнесение числа умерших детей к числу проведенных в учреждении койкодней. Однако и здесь есть ряд условностей, по отношению к которым должна быть установлена полная договоренность и единообразие.

Пренебрежение указанными замечаниями нередко может привести к абсурдным результатам.

3. Мы уже упоминали о том колоссальном влиянии на смертность, какое оказывает возрастной состав детей.

С этой точки зрения даже дети «грудные» (точнее 0—1 года) отнюдь не могут считаться совокупностью однородной. В составе этих детей есть отдельные группы, различающиеся по высоте смертности не меньше, чем отличается смертность призывного возраста от смертности 50—60-летних людей. Поэтому безоговорочное сравнение смертности двух групп детей по общему коэффициенту смертности 0—1 года так же неприемлемо, как неприемлемо сравнение, скажем, весового урожая двух полей, на которых различные растения посеяны в неодинаковых пропорциях; одно поле, сплошь состоящее из картофеля и имеющее лишь ничтожную часть, занятую горохом, и другое поле, наоборот все занятое горохом и имеющее лишь две-три гряды картофеля. Ясно, что общий весовой урожай поля ничего не говорит ни о плодородии земли, ни о затраченной работе. Сравнению подлежит лишь в отдельности урожай картофеля с таким же урожаем картофеля и урожай гороха с таким же урожаем гороха.

Точно так же необходимо поступить и в случае изучения детской смертности. Необходимо разбить возрастную группу 0—1 год на ряд более мелких возрастных групп и рассматривать смертность каждой такой группы отдельно. Минимальное количество групп (дающее грубые результаты) — четыре: 0—1 мес., 1—3 мес., 3—6 мес. и 6—12 мес.

При этом необходимо помнить предыдущее требование о подсчете числа проведенных дето-дней. В результате приходится подсчитывать число дето-дней, проведенных в каждом отдельном периоде возраста, что является довольно сложной операцией.

При изучении смертности детей общего населения можно не столь строго требовать соблюдения этих условий.

Возрастной состав детей в населении достаточно устойчив и малоподвижен. Иное дело изучение смертности детей, находящихся в ведении учреждений охраны материнства и младенчества. Здесь каждый новый тип учреждения обладает своей особой специальной возрастной структурой детского населения, и несоблюдение правила об отдельном рассмотрении возрастных групп может привести к совершенному искажению результатов.

В конце концов смертность детей 0—1 года может быть вполне охарактеризована и единичным коэффициентом, но построение его подчиняется особым правилам и требует специальных вычислений.

4. Наконец, использование полученных даже при соблюдении всех предыдущих условий статистических данных о смертности, все-таки встречает еще немало затруднений. Основное затруднение лежит в самой статистической природе получаемых коэффициентов.

Как бы ни были точны подсчеты, произведенные для исчисления коэффициента смертности во всех тех случаях, когда для вывода коэффициента послужило малое число наблюдений, мы обычно отказываемся придавать ему серьезное научное значение.

Если это коэффициент смертности, вычисленный для одного детского дома и за один год его деятельности, то, несмотря на всю тщательность работы наблюдателя и вычислителя, мы не можем строить на нем научные выводы. Вполне понятно почему: незначительность материала позволяет любому случаю влиять на величину полученного коэффициента смертности. Нередко в этих случаях один лишний смертный случай может привести к удвоению коэффициента смертности, между тем ясно, что единичный смертный случай всегда может быть следствием чисто случайных обстоятельств. Открытое призрение в этом случае находится в несколько лучших условиях: консультация, даже изолированно изучаемая, представляет обычно во много раз более обширный материал для исследования, нежели детский дом. Однако и здесь серьезные выводы научного значения могут быть сделаны лишь при соединении наблюдений многих консультаций.

Все вышеприведенные соображения, в особенности последнее, убедительно говорят о том, что дело научной статистики детской смертности и всей вообще статистической работы по охране материнства и младенчества должно иметь централизованное руководство. Немыслимо положение, при котором одна часть пунктов и прочих учреждений по охране материнства и младенчества исчисляет коэффициенты смертности, а другая не исчисляет, причем в среде исчисляющих коэффициенты господствует полнейший разнобой в методологии вычисления, в силу чего коэффициенты принимают нередко совершенно фантастический вид.

Диапазон между минимальными приводимыми коэф-

фициентами и максимальными невероятно велик. Нередко смертность колеблется в отчетах от 1 до 80%. На самом деле, конечно, таких различий в смертности нет и быть не может. Различия здесь целиком относятся на счет наблюдения основных принципов вычисления. Нечего и говорить, что такие данные совершенно не сравнимы ни между собой, ни тем не менее с данными общей статистики населения. Ответа на вопрос, понижает ли работа органов охраны материнства и младенчества детскую смертность или нет, подобные данные дать не могут.

Между тем имеется полная возможность получить централизованным государственным путем как для государства в целом, так и для отдельных территориальных объединений вполне логически обоснованные измерители смертности, построенные с соблюдением всех изложенных выше требований и дающие возможность сопоставления получаемых данных с данными общей статистики населения.

Собираемые в центре данные ни в коей мере не могут быть признаны удовлетворяющими поставленным запросам. Это данные скорее отчетного, чем статистического порядка. Из полученных данных о числе умерших детей по консультациям и домам матери и ребенка нельзя сделать никаких заключений ни о сравнительной величине смертности детей в консультациях и детских домах между собой, ни о различиях той или другой смертности со смертностью детей всего населения, ни о различиях с данными о зарубежной смертности. Получаемые данные не годятся даже для сопоставления из года в год: для такого сопоставления нужно быть уверенным, что возрастная структура детского населения остается из года в год примерно неизменной. Однако подобное предположение может вызвать большие сомнения в своей правильности.

Мы намеренно остановились на вопросах статистического изучения детской смертности, так как считаем, что именно эта сторона статистической деятельности имеет наиболее существенное значение для дела охраны материнства и младенчества.

Но, конечно, этим не исчерпывается и малая доля всей необходимой статистической работы. Мы позволим себе в виде примера коснуться еще одного статистического вопроса, постоянно затрагиваемого во всех отчетах и

обзорах по деятельности органов охраны материнства и младенчества. Мы говорим здесь о вычислении так называемого «охвата населения» работой органов охраны материнства и младенчества, в частности о наиболее часто встречающемся исчислении охвата детского населения работой консультации.

Обычно «охват» этот исчисляется весьма простым способом: число детей, прошедших через консультацию в данном году (в лучшем случае число первичных посещений), относят к числу родившихся в том же году по данному городу, району и т. д. При этом обычно не принимается во внимание ни возраст ребенка в момент его первичного посещения, ни вопрос о том, к какому календарному году рождения он относится.

Обычно не делается поправки ни на приезжих детей, ни на перешедших из других консультаций того же города, района; при этом данные по двум-трем соседним консультациям нередко складываются. В результате получаются часто непомерно высокие проценты охвата населения; не следует также особенно удивляться, если при таком способе исчисления процент охвата окажется выше ста! Подобные случаи имели место. Но даже и в тех случаях, когда процент охвата не выходит из своих допустимых пределов, сам поверхностный анализ приводимых при этом данных о смертности приводит нередко к логическим нелепостям и противоречиям. Нередки случаи указания на очень высокий процент охвата (90—95%) и вместе с тем указания на значительнейшую разницу в смертностях между всем детским населением и консультационной клиентурой, в то время как при столь высоком проценте охвата даже поголовное вымирание всех не охваченных консультацией детей не смогло бы создать столь глубоких различий в коэффициентах смертности.

Все эти мимоходом затронутые дефекты и «статистические недоразумения» указывают несомненно, с одной стороны, на назревшую насущную потребность в получении серьезного статистического материала по вопросам материнства и младенчества, с другой — на почти полное отсутствие твердо выработанных руководящих методологических принципов.

Имеющая научное значение статистика охраны материнства и младенчества может осуществляться лишь при тесном сотрудничестве, с одной стороны, научной стати-

стической мысли, с другой — центральных органов здравоохранения (в частности, органов охраны материнства и младенчества) и с третьей — самое существенное — работников с мест. Дело научно-статистической мысли (институтов, специальных кафедр) — дать руководящие принципы статистической методологии. Дело центральных органов — созыв специального совещания, где должны быть обсуждены и решены практические вопросы собирания и разработки материалов, изыскание средств на ведение дела и дача нужных распоряжений на места. Наконец, дело местных работников — по возможности скорее начать нелегальную и ответственную работу по собиранию и контролю необходимых статистических материалов. При дружной и согласованной работе можно уже в короткий срок добиться ценных результатов.

В дальнейшем работа сама собою будет расширяться и углубляться: нужно помнить, что поле деятельности в этом направлении у нас в СССР чрезвычайно широко. Достаточно сказать, что один бланк[1] записи детей в консультации представляет неисчерпаемый источник для интереснейших статистических разработок. Не будет преувеличением, если мы скажем, что многие до сего времени нерешенные вопросы биологии ребенка смогут найти свое решение в правильно поставленных разработках даже тех бланков, какие заполняются местными работниками органов охраны материнства и младенчества.

[1] Индивидуальная карта ребенка, история развития ребенка.

О ВЕРОЯТНОСТИ СМЕРТНОСТИ ОТ ОТДЕЛЬНЫХ ПРИЧИН[1]

Комбинированная разработка статистических данных о причинах смерти и возрасте умерших приводит в результате (при сколько-нибудь подробной номенклатуре и классификации причин смерти) к весьма громоздкой и трудно обозримой таблице. И если каждая отдельная причина смерти при наличии такой таблицы может с успехом и большей подробностью быть изучена, то общее сводное рассмотрение структуры смертности становится затруднительно. С этой точки зрения вполне понятны стремления к построению той или иной системы относительных чисел, призванных, с одной стороны, облегчить рассмотрение общей картины смертности, с другой — подчеркнуть специфические особенности данной таблицы по сравнению с другими, аналогичными; последнее является обычно первым шагом на пути к анализу тех основных факторов, вследствие воздействия которых образовалась именно данная структура общей смертности. Обычная и наиболее употребительная методика построения системы таких относительных чисел — это метод простого процентирования всех чисел таблицы к итогу. Недостаточность такой системы показателей, как материала к анализу, общеизвестна. Целью настоящей статьи является приведение примера иной системы относительных чисел, которая во многих случаях лучше может

[1] Опубликовано в журнале «Гигиена и эпидемиология», 1931, № 8—9, стр. 26—30. Печатается с сокращениями.

отвечать целям уяснения роли и значения отдельных причин смерти в общей картине смертности населения.

В основе излагаемой системы показателей лежит обычная таблица смертности. Как известно, всякая современная таблица смертности, построенная так называемым косвенным методом, дает в результате картину повозрастного убывания некоторого воображаемого населения, т. е. является в своем роде абстракцией.

Если, например, мы имеем в своем распоряжении таблицу смертности населения Ленинграда 1926—1927 гг., то любая графа этой таблицы, будь это колонка чисел доживающих (l_x) или умирающих (d_x), будет изображать постепенное, повозрастное вымирание некоторого населения, причем, однако, это население отнюдь не представляет собой того населения, какое было в Ленинграде в 1926 и 1927 гг.[1]. Изображенное в таблице смертности население есть абстрактное население, представляющее собой такую возрастную структуру, какая получилась бы в результате *последовательного* воздействия на некоторую совокупность родившихся тех повозрастных показателей смертности, какие *одновременно* наблюдались по отношению к разным возрастным группам в Ленинграде в 1926—1927 гг.

Такая система абстрагированных показателей имеет, как известно, большие преимущества как в смысле создания базы для сравнительной характеристики смертности отдельных конкретных групп населения, так и в смысле подведения основы для целого ряда плановых расчетов в области доживаемости населения, почему и пользуется в настоящее время широким распространением.

Обычная таблица смертности затрагивает вместе с тем лишь одну сторону смертности — ее *повозрастные* изменения. Ничто не мешает, однако, несколько расширить систему показателей, называемую «таблицей смертности», распространив ее еще на одну сторону, а именно на *причины смерти.*

В самом деле любое число d_x из соответствующей колонки таблицы смертности может рассматриваться[2] как вероятность родившемуся умереть в промежутке

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР, М.—Л., Планхозгиз, 1930, стр. 26.

[2] Путем отнесения к величине основной совокупности родившихся.

возраста от x до $x+1$. В то же время, зная, что в те самые годы и в тех местностях (для которых строилась таблица смертности) лица, умиравшие в возрасте от x до $x+1$, распределялись по причинам смерти в некотором процентном соотношении, мы получаем возможность распространить это процентное соотношение на наше число d_x и тем самым получить частные вероятности смерти, характеризующие вероятность сложного события: вероятности не только умереть в указанном промежутке возраста, но и умереть именно от указанной отдельной причины смерти[1].

Техника вычислений здесь весьма проста. Прежде всего согласно тем группам возрастов, по каким приведены данные о причинах смерти (пятилетние или десятилетние группы), необходимо образовать соответственные суммы чисел d_x по соответствующей же таблице смертности. Пусть, например, данные о причинах смерти мужского населения Ленинграда за 1926—1927 гг. сгруппированы по пятилетним промежуткам. Тогда из соответствующей таблицы смертности[2] заимствуются числа d_x (гр. 3). Если, например, мы берем на рассмотрение причины смерти для возрастной группы 20—24 года, то прежде всего нужно образовать сумму чисел d_x для той же возрастной группы:

$$369+382+388+389+390=1918.$$

Пусть далее нам известно (из разработки по причинам смерти), что в возрасте 20—24 за те же годы умерло всего 1295 человек, в числе которых 35,4% умерло от туберкулеза, 10,7% — от острозаразных заболеваний, 12,8% — от несчастных случаев и т. д. Взяв такие же проценты от числа 1918, мы и найдем те числа умерших от данных причин в возрасте 20—24 года, какие соответствуют стационарному населению, взятому из таблицы смертности 1926—1927 гг. для Ленинграда. В данном примере имеем следующий результат: туберкулез — 679, острозаразные заболевания — 205, несчастные случаи — 246 и т. д.

Полученные в результате аналогичные числа по всем возрастным группам при суммировании по каждой при-

[1] По возможности выделяют однолетнюю группу 0—1 год.

[2] См. С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР, стр. 26—27.

чине смерти дадут при отнесении к 100 000 вероятность умереть от данной причины на протяжении всей жизни. Если вопрос стоит о нахождении вероятности умереть в определенном возрастном промежутке, например в возрасте 20—59 лет, то и суммирование полученных чисел должно быть распространено на этот же промежуток возраста. При этом для получения вероятности смерти в этом случае нужно отнести полученную сумму не к 100 000, а к числу доживших до 20 лет (69 770 в нашем примере).

Совокупность вычисленных таким образом частных вероятностей для всех различных возрастов и для всех принятых в классификации групп причин смерти может дать в результате подробную систему показателей, представляющих весьма содержательную картину смертности изучаемого населения. При этом нет особой необходимости непременно выделять для рассмотрения каждую однолетнюю группу возраста. Вполне достаточную характеристику общей смертности можно получить путем распространения данных о причинах смерти на пятилетние (иногда даже десятилетние) суммы чисел d_x.

Существующая в настоящее время[1] в Ленинграде разработка данных о смертности по возрасту и причинам смерти позволяет привести пример такой системы показателей.

При построении табличных вероятностей во избежание излишнего дробления чисел нами была предпринята сильно сокращенная группировка причин смерти, включающая в себя 25 причин смерти. Однако и при такой сокращенной группировке получившиеся таблицы слишком громоздки для приведения в журнальной статье. Мы ограничимся поэтому приведением немногих извлечений из таблицы.

Прежде всего приведем пример общих вероятностей умереть от той или иной причины смерти на всем протяжении возраста человеческой жизни. При этом позволим себе еще раз напомнить о том абстрактном значении, какое имеют приводимые показатели, характеризующие стационарное население, соответствующее тем условиям смертности по возрасту и причинам смерти, какие наблюдались в Ленинграде в 1926—1927 гг. Все величины вероятностей умножены на 1000 для удобства рассмотрения.

[1] Речь идет о 1926—1927 гг.— *Прим. ред.*

ЛЕНИНГРАД. 1926—1927 гг. СТЕПЕНЬ ВЕРОЯТНОСТИ УМЕРЕТЬ ОТ ТОЙ ИЛИ ИНОЙ ПРИЧИНЫ НА ПРОТЯЖЕНИИ ВСЕЙ ЖИЗНИ

	Мужчины	Женщины
Туберкулез (все формы)	129,16	84,18
Болезни сердца	120,42	128,62
Рак и прочие злокачественные новообразования	113,28	126,61
Острозаразные заболевания	104,17	108,91
Болезни мозга и нервной системы	98,55	129,31
Воспаление легких	96,99	96,07
Диаррея и энтерит	62,05	59,14
Врожденная слабость и пороки развития	41,62	35,96
Несчастные случаи	40,35	16,87
Болезни пищеварительных органов (кроме диареи и энтерита)	32,63	27,47
Старческая дряхлость	26,92	77,76
Прочие общие болезни (кроме заразных и рака)	22,34	13,27
Болезни органов кровообращения (кроме болезней сердца)	21,69	21,22
Болезни органов дыхания (кроме воспаления легких)	19,58	11,99
Самоубийства	17,19	9,31
Болезни почек	13,69	12,63
Болезни кожи и подкожной клетчатки	8,65	12,92
Болезни половых органов	7,27	4,39
Болезни беременных и послеродовые	—	5,92
Убийства	4,90	2,68
Болезни костей и органов движения	2,84	1,32
Прочие болезни	10,88	7,09
Неопределенные и неуказанные причины	4,83	6,46
	1000,00	1000,00

Уже из этого суммарного перечня можно видеть значительные различия мужской и женской смертности.

У мужчин на первом месте как причина смерти стоит туберкулез, на втором — болезни сердца, на третьем—рак (и прочие злокачественные новообразования), на четвертом — острозаразные заболевания, на пятом — мозговые и нервные болезни и на шестом — воспаление легких.

У женщин первое место принадлежит болезням мозга и нервной системы (главным образом апоплексия), на втором — болезни сердца, на третьем — рак, на четвертом — острозаразные заболевания, на пятом — воспаление легких и лишь на шестом — туберкулез.

Далее, смертность женщин характеризуется значительно большим процентом лиц, доживающих до преклонных возрастов, и в результате мы имеем в Ленинграде

процент женщин, умирающих от старческой дряхлости, втрое более высокий, нежели соответствующий процент мужчин. Все это, а также и то, что женское население имеет еще один свой особый источник смертности — болезни беременных и послеродовые (так называемую «материнскую смертность»), создает разные степени опасности умереть от отдельных причин для мужского и женского населения. Женщины подвергаются большей опасности умереть, нежели мужчины, от болезней сердца, рака, острозаразных болезней, мозга и нервной системы, болезней кожи, и, если здесь можно говорить об опасности, от старческой дряхлости. Несравненно меньшая у женщин (нежели у мужчин) опасность умереть от туберкулеза, врожденной слабости, несчастных случаев, алкоголизма, самоубийства, убийства. Почти одинакова вероятность смерти от воспаления легких, поносов и других болезней органов пищеварения и кровообращения (кроме сердца).

ЛЕНИНГРАД. 1926—1927 гг. СТЕПЕНЬ ВЕРОЯТНОСТИ ДЛЯ ЛИЦА, ДОСТИГШЕГО 20 ЛЕТ, УМЕРЕТЬ ОТ РАЗЛИЧНЫХ ПРИЧИН В РАБОЧЕМ ВОЗРАСТЕ (ДО 60 ЛЕТ)

(вероятности умножены на 1000)

	Мужчины	Женщины
Острозаразные заболевания	19,19	13,96
Туберкулез	109,91	55,27
Прочие заразные заболевания	6,08	3,08
Рак и прочие злокачественные новообразования	61,62	56,47
Прочие общие болезни	20,04	9,62
Болезни мозга и нервной системы	43,60	33,86
Болезни сердца	56,59	32,25
Прочие болезни органов кровообращения	10,95	5,66
Воспаление легких	22,47	12,02
Прочие болезни дыхательных органов	10,73	4,62
Поносы (диаррея и энтерит)	2,84	2,18
Прочие болезни органов пищеварения	24,55	14,95
Болезни почек	8,76	6,78
Прочие болезни мочевых органов	0,89	0,15
Болезни половых органов	0,54	4,78
Болезни беременных и послеродовые	—	7,80
Болезни кожи и подкожной клетчатки	3,18	1,81
Болезни костей и органов движения	1,15	0,73
Старческая дряхлость	0,80	1,06
Самоубийства	20,44	9,14
Убийства	4,79	1,99
Несчастные случаи	34,64	7,70
Прочие болезни	—	—
Болезни неопределенные и неуказанные	2,04	1,02
Вероятность дожить до 60 лет	534,20	713,10
	1000,00	1000,00

Приведенные данные с достаточной убедительностью свидетельствуют о значительно более высокой жизненной стойкости женского населения в рабочем возрасте.

Для большей наглядности приведем краткую группировку.

СТЕПЕНЬ ВЕРОЯТНОСТИ ДЛЯ МУЖЧИНЫ, ДОСТИГШЕГО 20-ЛЕТНЕГО ВОЗРАСТА, ДОЖИТЬ ДО 60 ЛЕТ ИЛИ УМЕРЕТЬ ОТ РАЗЛИЧНЫХ ПРИЧИН ДО ДОСТИЖЕНИЯ ЭТОГО ВОЗРАСТА

(вероятности умножены на 1000)

Вероятность дожить до 60 лет	534,20
Вероятность умереть до 60 лет	465,80
в том числе:	
от туберкулеза	109,91
от рака и прочих злокачественных новообразований	61,62
от болезней сердца	56,59
от болезней мозга и нервной системы	43,60
от несчастных случаев	34,64
от болезней дыхательных органов	33,20
от болезней пищеварительных органов	27,39
от самоубийства	20,44
от общих болезней (кроме рака и заразных)	20,04
от острозаразных заболеваний	19,19
от всех прочих причин	39,18

СТЕПЕНЬ ВЕРОЯТНОСТИ ДЛЯ ЖЕНЩИНЫ, ДОСТИГШЕЙ 20-ЛЕТНЕГО ВОЗРАСТА, ДОЖИТЬ ДО 60 ЛЕТ ИЛИ УМЕРЕТЬ ОТ РАЗЛИЧНЫХ ПРИЧИН ДО ДОСТИЖЕНИЯ ЭТОГО ВОЗРАСТА

(вероятности умножены на 1000)

Вероятность дожить до 60 лет	713,10
Вероятность умереть до 60 лет	286,90
в том числе:	
от рака и прочих злокачественных новообразований	56,47
от туберкулеза	55,27
от болезней мозга и нервной системы	33,86
от болезней сердца	32,25

от болезней пищеварительных органов	17,13
от болезней дыхательных органов	16,64
от острозаразных заболеваний	13,96
от прочих общих заболеваний (кроме рака и заразных)	9,62
от самоубийства	9,14
от болезней беременных и послеродовых	7,80
от несчастных случаев	7,70
от болезней почек	6,78
от прочих причин	20,28

Не только у женщин в рабочем возрасте общая вероятность умереть ниже на 40%, нежели у мужчин соответственного возраста, но и все причины смерти (кроме заболеваний половых органов) дают значительно меньшие вероятности, выражающие опасность умереть. Опасность смерти от туберкулеза, болезней дыхательных органов, от самоубийства, от «прочих общих болезней» (алгоголизм и пр.) вдвое ниже у женщин, чем у мужчин. От несчастных случаев вероятность смерти ниже в 4—5 раз. От прочих причин смертность у женщин в рабочем возрасте понижена на 10—25%. Зато у женщин довольно значительное место занимают пуэрперальные причины, так называемая «материнская смертность». Мы привели здесь лишь самые краткие извлечения из общей системы показателей, полученных на основе таблицы смертности. Весьма большое число крайне интересных показателей осталось нами неосвещенным. В частности, мы совсем не затрагивали здесь вопроса об особых таблицах повозрастных вероятностей смерти от отдельных причин. Вопрос этот по причине своей обширности должен служить содержанием особой статьи.

К ВОПРОСУ О СРЕДНЕЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ ТУБЕРКУЛЕЗНЫХ ИНВАЛИДОВ[1]

Вопросы, касающиеся туберкулезной инвалидности, имеют большое и актуальное значение, в частности, вопрос о средней продолжительности жизни туберкулезных инвалидов.

Определение средней продолжительности жизни путем кратковременного наблюдения за умершими не достигают цели, так как в этом случае из подсчета оказываются исключенными инвалиды, пережившие сроки наблюдений. В результате подобный метод дает пониженную величину средней продолжительности жизни инвалидов.

Кроме того, необходимо принять во внимание, что средняя продолжительность жизни у туберкулезных инвалидов, как и у всех других, является функцией возраста и это должно быть соответствующе учтено и обработано.

Высказанные выше соображения заставили нас заняться разработкой методики с тем, чтобы дальнейшим накоплением хорошо проверенного статистического материала и изучением его разрешить вопрос.

Методика нахождения величины средней продолжительности жизни населения в целом и некоторых отдельных изолированных групп населения с давних пор при-

[1] Написано совместно с Е. Е. Клионским. Опубликовано в «Трудах Ленинградского туберкулезного научно-исследовательского института». Юбилейный сборник. Л., 1933, стр. 83—89. Печатается с сокращениями.

ковывала внимание выдающихся теоретиков в области статистики. Трудами Лексиса, Борткевича и иных исследователей в этот сложный вопрос в настоящее время внесена необходимая ясность. В частности, математически неопровержимо указаны те пути, на которых вопрос о средней продолжительности жизни не может найти правильного разрешения. В силу того, что у приступающих к такому исследованию, естественно, мысль направляется в сторону определения среднего возраста умерших (в момент смерти), теория прежде всего должна была заняться вопросом о тех соотношениях, в каких находятся эти два понятия: средний возраст умирающих и средняя продолжительность жизни. Оказалось, что эти два понятия — совершенно различны, числовая величина их, как правило, сильно отличается одна от другой и совпадать они могут лишь в очень ограниченном числе специальных случаев, причем текучие группы населения со сменяющимся составом ни в коей мере не могут удовлетворять условиям, при которых такое совпадение достигается.

Легко понять, что если мы вместо возраста к моменту смерти (т. е. времени, протекшего от момента рождения) будем рассматривать число лет, проведенных до момента смерти от начала наблюдения (т. е. от момента признания данного лица инвалидом), то в результате будем иметь перед собой задачу, вполне аналогичную задаче определения средней продолжительности жизни для некоторого населения. И поскольку задача определения средней продолжительности жизни населения не может быть решена путем рассмотрения среднего возраста умерших (кроме некоторых специальных случаев), постольку и вопрос о средней продолжительности жизни инвалидов не может найти своего ответа на пути рассмотрения сроков пребывания под наблюдением умерших (от момента признания инвалидом до момента смерти), т. е. из разработки данных, относящихся к умершим инвалидам за некоторый календарный промежуток их вымирания.

Полагаем, что и без привлечения сложных математических схем формальной теории населения можно легко уяснить неправильность пользования материалами только об умерших для вычисления средней продолжительности жизни туберкулезных инвалидов. Если в течение

2—3 лет мы отмечаем по отношению к умершим за эти годы их сроки пребывания на инвалидности и затем находим среднюю арифметическую этих сроков, то в результате мы получаем среднюю продолжительность жизни тех и только тех инвалидов, которые успели умереть за этот промежуток времени. Совершенно несомненно, что в течение того же календарного промежутка времени в наличии находились и иные инвалиды, которые могли прожить, не умирая не только весь срок, в течение которого производились наблюдения, но и некоторое число лет и после периода наблюдения. Таким образом, средняя продолжительность жизни туберкулезного инвалида, определенная подобным способом, несомненно, не сможет отражать действительной величины продолжительности жизни всех инвалидов и, как правило, должна оказаться пониженной против действительности.

Следует иметь в виду еще одно обстоятельство. Средняя продолжительность предстоящей жизни, вообще говоря, есть функция возраста; иными словами, в общедемографической статистике не считается возможным приводить величины средней продолжительности жизни, не указывая, для какого конкретного возраста определена данная величина.

Средняя продолжительность жизни всего населения изменяется в связи с возрастом в весьма тесной зависимости и в весьма широких пределах.

Несомненно, что по отношению к туберкулезным инвалидам роль возраста и его значение для средней величины продолжительности предстоящей жизни, вероятно, в корне отлично от того значения, какое имеет возраст в случае задач, распространенных на все население. Однако отрицать влияние возраста на величины средней продолжительности жизни нельзя. А если так, то едва ли и в области биометрии туберкулезных инвалидов можно говорить о средней продолжительности жизни вообще, не считаясь с возрастом. Во всяком случае, для возможности установления такой независимой от возраста средней продолжительности жизни, необходим ряд предварительных исследований.

Все эти соображения побудили нас к тому, чтобы при исследовании вопроса о средней продолжительности жизни туберкулезных инвалидов избрать тот путь, какой указывает математическая теория населения, т. е., не-

смотря на всю сложность и громоздкость работы, попытаться построить подобие таблицы смертности инвалидов.

Ввиду крайней текучести состава инвалидов здесь, конечно, нельзя было строить таблицу прямым способом, т. е. методом прослеживания доживаемости.

Оставался, таким образом, другой путь: путь последовательного изучения смертности отдельных возрастов. Получив тем или иным способом величины, характеризующие смертность отдельных (однолетних) возрастов, мы могли затем ставить любую группу одновозрастных лиц в условия последовательной повозрастной смертности и тем самым выяснить и долю (процент) доживания до любого последующего возраста и среднее число лет остающейся в дальнейшем жизни для каждого индивидуума.

Общая идея метода построения, таким образом, вполне совпадала с идеей, обычно кладущейся в основу построения, так называемых «страховых» таблиц смертности.

С формально качественной стороны имевшийся в нашем распоряжении материал вполне соответствовал по характеру тому материалу, какой обычно имеется в распоряжении страховых обществ прежнего времени.

Мы имели текучую группу лиц, поступивших под наблюдение при достижении некоторого определенного состояния; мы имели в значительной части случаев уверенность в том, что вымирание этой группы лиц происходит под нашим наблюдением; мы, наконец, могли наблюдать и некоторое число случаев выбывания из-под наблюдения членов этой группы при жизни.

Таким образом, материал оказывается вполне идентичным обычному страховому статистическому материалу.

Но сходство основного материала с обычным страховым ограничивалось в нашем случае лишь внешне формальной стороной. С точки зрения количественной и со стороны биологической особенности нашей задачи были весьма существенными и должны были определять собой и методологию построения таблиц.

Прежде всего необходимо отметить общую количественную незначительность статистического материала, по сравнению с обычным материалом страховых обществ. Всего (настоящее исследование имеет в виду лишь мужчин-инвалидов) в нашем распоряжении имелся карточ-

ный материал на 3038 инвалидов, из которых 851 находились под наблюдением к моменту начала наблюдения (1 января 1924 г.), 2187 прибыли (признаны инвалидами) в течение периода наблюдения (с 1/I 1924 по 1/I 1927 гг.). За время наблюдения из этого числа убыло (снято с пенсии за отъездом и по другим причинам) живыми 644, умерло 792 человека и осталось под наблюдением (на пенсии) к моменту окончания наблюдения (1/I 1927 г.) 1602 человека.

Как легко можно видеть, несмотря на общую довольно значительную цифру лиц, бывших под наблюдением, необходимость вести наблюдение за отдельными возрастными группами неминуемо должна была свести все построение к операциям с численно незначительными совокупностями лиц. Это обстоятельство, несомненно, накладывает некоторый отпечаток на достоверность достигнутых в результате показателей и побуждает к особой осторожности в выводах.

Эта первая особенность, однако, не вносит никаких принципиальных изменений в методику построения таблиц. Гораздо серьезнее обстояло дело с другим препятствием: крайне высокой (по сравнению с обычной страховой) смертностью данной массы населения.

Это обстоятельство заставило коренным образом пересмотреть всю методику получения табличных величин. Как известно, основным средством для получения повозрастных величин вероятностей смерти в обычных условиях построения «страховых» таблиц смертности является формула:

$$q_x = \frac{M_x}{L_x + \frac{A_x - B_x}{2}},$$

где M_x — число умерших в данном периоде возраста $(x, x+1)$, L_x — число доживших до начала данного возрастного периода под наблюдением, A_x и B_x — соответственное число прибывших под наблюдение и выбывших из-под наблюдения в том же периоде возраста.

Детальный математический анализ вышеприведенной формулы привел нас к убеждению, что формула эта является пригодной лишь в случаях сравнительно малой смертности. При высокой смертности это выражение дает

большие ошибки, а при очень высокой смертности может привести даже к абсурдным результатам.

В случаях, подобных настоящему, крайне высокая смертность, соединенная с большой текучестью состава наблюдения массы, заставляет отказаться от попыток непосредственного получения величин вероятностей смерти и принуждает обратиться к коэффициентам смертности как к непосредственной основе для построения таблиц.

Мы не считаем возможным в настоящей статье излагать детально всю довольно сложную методику принятых нами построений, так как задачи, которые ставила здесь практика вычислений, требуют математической интерпретации. Ограничимся лишь следующими указаниями.

Под коэффициентом смертности лиц данного возраста понималось во всех случаях частное от деления числа умерших в данном возрасте на число лет жизни, прожитой всеми индивидами в данном возрасте.

Приближенная величина числа прожитых лет, как показал анализ, могла быть найдена как полусумма доживших (под наблюдением) до начала и конца данного периода исследуемого однолетнего интервала возраста (первое приближение).

Переход от коэффициента смертности к числам доживающих и к вероятностям смерти был произведен по формуле:

$$l_x = l_0 e - \sum_0^{x-1} m_x,$$

где l_x и l_0 — соответственно числа доживших до возраста x и до начального возраста (условный нуль), m_x — коэффициент смертности возраста x, или иначе:

$$\lg l_x = 9{,}21034 - \sum_0^{x-1} m_x,$$

где число 9,21034 представляет собой натуральный (гиперболический) логарифм начального числа (10 000) таблицы.

Число лет, прожитых стационарным населением в однолетних промежутках возраста (L_x), находилось по обычному методу:

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2}$$

с присоединением особой поправки (почти всегда отрицательной), формулу которой, ввиду ее сложности, мы здесь не приводим. Поправка эта (созданная ad hoc), в некоторых случаях особо большой смертности (в юношеских возрастах), имела довольно большой вес.

Непосредственно полученные коэффициенты смертности были подвергнуты простейшему выравниванию (по принципу скользящей средней).

Для завершения таблицы в старческих возрастах (для возможности получения величины средней продолжительности жизни), за неимением статистического материала на лиц старше 75-летнего возраста, мы экстраполировали на несколько лет ряд повозрастных коэффициентов.

К возрасту около 90 лет наши коэффициенты сравнялись по величине с коэффициентами смертности всего мужского населения Ленинграда. Заметим, что, каков бы ни был способ экстраполяции, выбор его почти не оказывает влияния на величины средней продолжительности жизни инвалидов до возраста 70 лет (изменения наблюдаются обычно во втором десятичном знаке).

Быстрота убывания любой популяции при условиях смертности туберкулезных инвалидов делала технически неудобным построение единого ряда чисел доживающих (единой таблицы смертности), так как приводила к весьма малым дробям в конце таблицы. В результате пришлось построить ряд налагающихся друг на друга рядов чисел доживающих (начиная с возрастов 18, 25, 35 и 50 лет), определить для каждого из них величины средней продолжительности жизни и затем сопоставить все ряды между собой для получения единого ряда. При этом величины средней продолжительности жизни одного и того же возраста, определенные по разным таблицам, иногда различались между собой во втором десятичном знаке (редко в первом). В этих случаях в окончательную таблицу вносилось среднее из полученных значений.

В целях экономии места величины вероятностей смерти мы приводим лишь для возрастов через пять лет и лишь для средней продолжительности жизни даем полный возрастной ряд величин.

Вероятность туберкулезному инвалиду, достигшему указанного точного возраста, умереть в течение следующего года равна[1]

Возраст	Вероятность смерти 1000 q
20	384,2
25	220,3
30	204,2
35	175,0
40	210,8
45	180,2
50	144,2
55	154,4
60	141,3
65	161,7
70	207,4
75	223,3

Как можно видеть, вероятность смерти имеет максимальную величину для туберкулезных инвалидов в самых ранних рабочих возрастах. Начиная с возраста 20 лет, вероятность смерти быстро понижается до возрастов 34—35 лет, после чего, вновь возрастая, достигает нового повышения к возрасту 38—40 лет.

От возраста 40 и до 60 лет (с незначительными колебаниями) вероятность смерти опять начинает понижаться, и лишь с возраста 60 лет мы можем наблюдать обычную биологическую картину быстрого роста вероятности смерти вместе с возрастом.

Средняя продолжительность предстоящей жизни для туберкулезного инвалида, находящегося на соцстрахе, указана в таблице.

Приведенный ряд находится в согласии с предыдущими данными. В начальных возрастах средняя продолжительность предстоящей инвалиду жизни весьма мала. Нельзя, конечно, ручаться за точность величины средней продолжительности для 18—19 лет, ибо числа наблюдений в этих возрастах незначительны. Несомненно, однако, что средняя продолжительность предстоящей жизни для этих возрастов и в действительности чрезвычайно понижена.

[1] Для удобства величины вероятностей везде умножены на 1000.

Возраст	Средняя продолжительность предстоящей жизни	Возраст	Средняя продолжительность предстоящей жизни	Возраст	Средняя продолжительность предстоящей жизни
18	0,73	37	4,70	56	5,89
19	2,40	38	4,68	57	5,84
20	3,04	39	4,70	58	5,76
21	3,70	40	4,75	59	5,65
22	3,89	41	4,91	60	5,50
23	4,04	42	5,10	61	5,32
24	4,16	43	5,33	62	5,12
25	4,25	44	5,57	63	4,90
26	4,32	45	5,78	64	4,68
27	4,38	46	5,94	65	4,49
28	4,48	47	6,06	66	4,34
29	4,60	48	6,10	67	4,28
30	4,70	49	6,11	68	4,16
31	4,80	50	6,08	69	4,08
32	4,80	51	6,08	70	4,08
33	4,80	52	5,91	71	3,95
34	4,80	53	5,91	72	3,90
35	4,80	54	5,91	73	3,83
36	4,77	55	5,91	74	3,78
				75	3,73

Средняя продолжительность жизни на всем промежутке возраста от 18 до 49 лет имеет почти непрерывный рост, исключение составляет лишь некоторое понижение в возрасте 38—40 лет, когда и вероятности смерти обнаруживают относительный максимум. Наибольшей величины средняя продолжительность жизни достигает к возрасту 49—50 лет; лишь после этого возраста можно наблюдать обычное биологическое падение средней продолжительности предстоящей жизни с возрастом[1].

Изложенные в настоящей статье результаты характеризуют лишь первую попытку исследования доживаемости туберкулезных инвалидов методами таблиц смертности. В дальнейшем необходимо углубление и расширение исследований. В частности, необходимо исследовать за-

[1] Напомним, что в данном случае речь везде идет не о продолжительности жизни с момента признания лица туберкулезным инвалидом, а независимо от возраста, в котором это признание состоялось. Так, если в таблице возрасту 35 лет соответствует 4,8 года предстоящей жизни, то это надо понимать так, что всякий туберкулезный инвалид возраста 35 лет, независимо от того, признан ли он инвалидом сейчас или в предыдущих возрастах, может рассчитывать *в среднем* прожить 4,8 лет.

висимость средней продолжительности жизни не только от возраста, но и от срока инвалидности. Известно, какое большое влияние на доживаемость оказывает давность состояния даже в общестраховых контингентах (влияние отбора и пр.). Тем более интересно изучить этот вопрос в приложении к туберкулезной инвалидности.

Весьма существенными также могут оказаться результаты изучения доживаемости более дифференцированных групп как по социально-профессиональному признаку, так и по признаку поражаемости туберкулезом. Наконец, нами совсем не изучен вопрос о доживаемости аналогичных групп женского населения.

Все намеченные темы требуют дальнейших работ и в первую очередь накопления тщательно проверенного и достаточно численного статистического материала. Забота о таком накоплении должна явиться первой задачей всех интересующихся вопросами доживаемости туберкулезных инвалидов и прочих больных туберкулезом.

БИБЛИОГРАФИЯ ТРУДОВ В. В. ПАЕВСКОГО[1]

Математическая теория риска при страховании жизни.— «Известия Общества страховых знаний». Вып. XII, Петроград, 1916, стр. 68—121.

Об изменении полового состава родившихся во время и после войны.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», 1924, № 6, стр. 39—42.

Средняя разность возрастов женихов и невест.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», январь 1924, № 7, стр. 38—41.

Индексы брачности Ленинграда.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», февраль 1924, № 8, стр. 60—64.

Экономическое значение колебаний общей смертности.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», 1924, № 9, стр. 38—40.

Многоплодные роды в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», апрель — май 1924, № 10, стр. 82—83.

Аборты в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июнь — декабрь 1924, № 11, стр. 89—91.

Новые французские таблицы смертности.— «Врачебная газета», 1925, № 5.

Естественное движение населения в Ленинграде в 1924 г. [совместно с С. А. Новосельским].— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», январь — март 1925, № 12, стр. 139—160.

Таблицы детской смертности Ленинграда (Детская смертность в возрасте 0—1 год).— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», январь — март 1925, № 12, стр. 161—167.

Аборты в Ленинграде в 1924 году.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», январь — март 1925, № 12, стр. 205—207.

Измерение смертности грудных детей.— «Охрана материнства и младенчества», 1925, т. 1, № 2, стр. 132—140.

[1] Приносим глубокую благодарность А. Н. Типольт за предоставленный перечень научных работ В. В. Паевского, составивший основу библиографии его трудов.

Естественное движение населения Ленинградской губернии.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», апрель — июнь 1925, № 13, стр. 178—191.

Аборты в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», апрель — июнь 1925, № 13, стр. 208—210.

Механическое движение населения Ленинграда за январь — октябрь 1925 года.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июль — сентябрь 1925, № 14, стр. 111—113.

Естественное движение населения Ленинградской губернии за первую половину 1925 года.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июль — сентябрь 1925, № 14, стр. 115—117.

Аборты в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июль — сентябрь 1925, № 14, стр. 133—136.

Обзор книг по статистике, поступивших в 1924—1925 гг. в библиотеку Ленинградского Губстатотдела.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июль — сентябрь 1925, № 14, стр. 181 191.

Life tables of the city of Leningrad (form. Petrograd) for the years 1910—11, 1918, 1920 and 1923 [совместно с С. А. Новосельским].— Metron, 1/IX 1925, vol. V, № 2, p. 1—16.

Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг. [совместно с С. А. Новосельским].— В кн.: «Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губернии», вып. 6, Л., изд. Ленинградского губернского отдела статистики, 1925, стр. 134—178.

О выравнивании возрастных группировок.— В кн.: «Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губернии», вып. 6, Л., изд. Ленинградского губернского отдела статистики, 1925, стр. 179—186.

Таблицы детской смертности Ленинграда.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», октябрь 1925 г. — июнь 1926 г., Л., 1926, № 15, стр. 215—219.

Механическое движение населения Ленинграда.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», октябрь 1925 г. — июнь 1926 г., Л., 1926, № 15, стр. 220—236.

Обзор книг по статистике, поступивших в 1925—1926 гг. в библиотеку Ленинградского Губстатотдела (иностранные издания).— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», октябрь 1925 г.— июнь 1926 г., Л., 1926, № 15, стр. 299—304.

Смертность грудных детей в Ленинграде в 1925 году.— «Клиника детских болезней». Сборник статей под ред. проф. В. О. Мочана, вып. 3—4, Л., изд-во «Практическая медицина», 1927, стр. 59—65.

Смертность грудных детей в Ленинграде и Ленинградской губернии.— В кн.: «Труды третьего Всесоюзного съезда детских врачей в Ленинграде с 3—10 июня 1925 года», Л., изд-во «Практическая медицина», 1926, стр. 371—376.

Естественное движение населения Ленинградской губернии в 1923—1925 гг.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики»», октябрь 1926 г.— июнь 1927 г., Л., 1927, № 16, стр. 174—205.

Аборты в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», октябрь 1926 г.— июнь 1927 г., Л., 1927, № 16, стр. 206—216.

Аборты в Москве и Ленинграде.— В кн.: «Аборты в 1925 году», Статистика СССР. Отдел моральной статистики, том XXXV, вып. 2, М., изд. ЦСУ СССР, 1927, стр. 29—51.

Естественное движение населения в Ленинградской губернии (без Ленинграда) за 1926 год.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», июль — сентябрь 1927 г., Л., 1928, № 17, стр. 57—80.

Естественное движение населения Ленинградской области в 1926 году.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», октябрь — декабрь 1927 г., Л., 1928, № 18, стр. 49—61.

Таблицы детской смертности Ленинграда.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», октябрь — декабрь 1927, Л., 1928, № 18, стр. 101—106.

О применении выборочного метода к разработке данных о заболеваемости (первичной обращаемости).— В кн.: «XI Всесоюзный съезд бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей. Ленинград 21—26 мая 1928 г. Тезисы докладов», Л., изд-во Наркомздрава РСФСР, 1928, стр. 98—101.

О построении коэффициентов смертности неподвижного населения.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», апрель — июнь 1928, № 20, стр. 31—54.

Смертность грудных детей в Ленинграде (1916—1926 гг.).— В кн.: «Санитарно-статистический сборник Ленинградского областного отдела здравоохранения», Л., изд. Ленинградского Медицинского журнала, 1928, стр. 178—195.

Статистика движения населения.— В кн.: А. А. Кауфман «Теория и методы статистики», М.—Л., Госиздат, 1928, § 225, стр. 453—458.

Семьи в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», 1929, № 22, стр. 1—24.

Таблицы детской смертности Ленинграда за 1927 и 1928 гг.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», 1929, № 22, стр. 42—46.

О применении выборочного метода к разработке статистических данных о заболеваемости.— В кн.: «Труды XI Всесоюзного съезда бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей 21—26 мая 1928 года в Ленинграде», М.—Л., Госмедиздат, 1929, т. I, стр. 231—238.

Статистика в деле охраны материнства и младенчества.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», Л., 1929, т. I, вып. 1, стр. 91—106.

Смертность от малярии и прогрессивного паралича.— «Врачебная газета», 1929, № 7.

Методы статистического учета работы консультации (Тезисы доклада проф. В. В. Паевского, Ленинград).— В кн.: «IV Всесоюзный съезд по охране материнства и младенчества. Москва 1—7 июня 1929 г. Программа и тезисы докладов», М.—Л., Госмедиздат, 1929, стр. 89—93.

Детская смертность в Ленинграде в 1927 году.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», Л., 1929, т. I, вып. 2, стр. 252—266.

Естественное движение населения в Ленинграде в 1928 году.— Ленинградский областной отдел статистики. Бюллетень, 1929, № 23, стр. 1—33.

К вопросу о рождаемости в Ленинграде (по материалам статистики абортов).— В кн.: «Статистический сборник Ленинградского областного отдела здравоохранения за 1928 г.», Л., изд. Ленинградского областного отдела статистики, 1929, стр. 58—63.

Численность населения Ленинграда.— Статистический бюллетень, Л., изд. Ленинградского областного отдела статистики, 1930, № 24, стр. 49—50.

Смертность и продолжительность жизни населения СССР 1926—1927 гг. Таблицы смертности [совместно с С. А. Новосельским], М.—Л., Планхозгиз, 1930.

Смертность от детских инфекций в Ленинграде.— Ленинградский областной отдел статистики. Статистический бюллетень, 1930, № 25, стр. 73—75.

О миграциях населения Ленинграда в 1929 г.— Ленинградский областной отдел статистики. Статистический бюллетень, 1930, № 25, стр. 76—81.

Детская смертность в Ленинграде в 1928 году.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», 1930, т. I, вып. 3—4, стр. 491—501.

Смертность и доживаемость грудных и малых детей в Ленинграде. Экономико-статистический сектор облплана. Статистический бюллетень, изд. Ленинградского областного отдела статистики, 1930, № 26, стр. 57—65.

О статистическом учете работы консультаций.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», 1930, т. II, вып. 1, стр. 126—139.

Детская консультация в небольшом городе (Опыт статистической характеристики) [совместно с А. Н. Типольт].— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», 1930, т. II, вып. 2—3, стр. 279—291.

Рецензия на книгу: С. А. Томилин «Социально-гигиеническая оценка детской смертности. По материалам международной и украинской статистики. Харьков, изд-во «Научная мысль», 1930.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», т. II, вып. 2—3, 1930, стр. 342—343.

Брачность и разводы в Ленинграде.— Экономико-статистический сектор облплана. Статистический бюллетень, изд. Ленинградского облисполкома, 1930, № 27, стр. 125—131.

К вопросу об экономических последствиях аборта как социального явления [без подписи].— В кн.: «Экономико-статистический сектор Ленинградского облплана, Статистический сборник 1930 г.», Л., изд. Ленинградского облисполкома, 1930, стр. 146—149.

Социальный состав населения Ленинграда.— В кн.: «Экономико-статистический сектор Ленинградского облплана. Статистический сборник 1930 г.», Л., изд. Ленинградского облисполкома, 1930, стр. 128—133.

Демографический институт (ДИН) [без подписи].— «Вестник Академии наук СССР», 1931, № 1, стр. 59.

Демографический институт (ДИН) [без подписи].— «Вестник Академии наук СССР», 1931, № 8, стр. 35—36.

О вероятности «смертности от отдельных причин.— «Гигиена и эпидемиология», 1931, № 8—9, стр. 26—30.

Методика измерения детской смертности в возрасте от 0 до 1 года.— В кн.: А. Н. Антонов «Смертность грудных и малых детей, ее причины и меры борьбы» [приложение], М.—Л., Госмедиздат, 1931, стр. 197—241.

Элементы статистики. Пособие для работников охраны материнства и младенчества и других отраслей социальной гигиены. М.—Л., Госмедиздат, 1931.

Источники роста численности населения Ленинграда [без подписи].— В кн.: «Экономико-статистический сектор Ленинградского облплана. На путях строительства социализма (статистический сборник)», изд. Ленинградского облисполкома, 1931, стр. 197—205.

О методах расчета будущей численности и возрастного состава населения (Доложено в ОМЕН 24. XI 1931 г.).— Доклады Академии наук СССР, 1931, № 2, стр. 45—49.

Рождаемость, смертность и естественный прирост в Ленинградской области.— В кн.: «Экономико-статистический справочник Ленинградской области», Л., изд. Облисполкома и Ленсовета, 1932, стр. 148.

О перспективных исчислениях населения. Работы Демографического института Академии наук.— «Вестник Академии наук СССР», 1933, № 1, стр. 1—12.

К вопросу о средней продолжительности жизни туберкулезных инвалидов [совместно с Е. Е. Клионским].— В кн.: «Труды Ленинградского туберкулезного научно-исследовательского института. Юбилейный сборник», Л., изд. Лентубинститута, 1933, стр. 83—90.

О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения [совместно с С. А. Новосельским].— В кн.: «Труды Демографического института», т. I, Л., изд-во АН СССР, 1934, стр. 7—37. [Академия наук СССР].

К вопросу о выравнивании возрастных группировок [совместно с С. А. Новосельским].— В кн.: «Труды Демографического института», т. I, Л., изд-во АН СССР, 1934, стр. 39—61. [Академия наук СССР].

Об измерении смертности мигрирующих масс населения.— В кн.: «Труды Демографического института», т. I, Л., изд-во АН СССР, 1934, стр. 63—133. [Академия наук СССР].

О применении анамнестических методов в демографии [совместно с А. П. Яхонтовым].— В кн.: «Труды Демографического института», т. I, Л., изд-во АН СССР, 1934, стр. 135—212. [Академия наук СССР].

Об одном общем выражении для доживаемости в условиях смертности данного календарного промежутка.— Доклады Академии наук СССР. Новая серия. Л., 1934, т. I, № 7, стр. 381—387.

О применении математических и математико-статистических приемов исследования в медицине.— Архив биологических наук. Серия «А», 1934, т. XXXV, вып. 1, стр. 53—79.

Нові течії буржуазної науки у питаннях відтворення людності [совместно с С. А. Новосельским].— «Профілактична медицина», 1934, № 4, стр. 33—43.

Демографические работы Леонарда Эйлера.— В кн.: «Леонард Эйлер. 1707—1783. Сборник статей и материалов к 150-летию со дня смерти». АН СССР. Труды Института истории науки и техники, серия II, вып. I, М.—Л., изд-во АН СССР, 1935, стр. 103—110.

СОДЕРЖАНИЕ

От редактора 3
Краткий очерк жизни и деятельности В. В. Паевского . . . 6

Работы по демографической статистике

О построении коэффициентов смертности неподвижного населения 17
О перспективных исчислениях населения 47
К вопросу о выравнивании возрастных группировок 55
О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения 76
Об измерении смертности мигрирующих масс населения . . 113
О применении анамнестических методов в демографии . . . 159
I. Введение 159
II. О собирании материала 164
III. О методах обработки 185
IV. К методике разработки 203
V. Об основных технических приемах разработки 209
VI. Заключение 220
Таблицы смертности населения СССР 228
К вопросу о рождаемости в Ленинграде (по материалам статистики абортов) 308
Брачность и разводы в Ленинграде 342
Средняя разность возрастов женихов и невест 352
Экономическое значение колебаний общей смертности . . . 357
Измерение смертности грудных детей 361

Об одном общем выражении для доживаемости в условиях смертности данного календарного промежутка 372

Работы по медицинской статистике

О применении математических и математико-статистических приемов исследования в медицине 331
О применении выборочного метода к разработке статистических данных о заболеваемости 417
Статистика в деле охраны материнства и младенчества . . . 430
О вероятности смертности от отдельных причин 443
К вопросу о средней продолжительности жизни туберкулезных инвалидов 451
Библиография трудов В. В. Паевского 461

Владимир Владиславович Паевский

Вопросы демографической и медицинской статистики

Редактор *В. Н. Третьякова*
Техн. редактор *Р. Н. Феоктистова*
Корректор *М. М. Зудина*
Худ. редактор *Т. В. Стихно*
Переплет художника *Т. Н. Погореловой*

Сдано в набор 19/XII 1969 г. Подписано к печати 6/VIII 1970 г. Формат бумаги 84×108¹/₃₂. Бумага № 2. Объем: 14,625 печ. л. Уч.-изд. л. 24,12. Тираж 3000 экз. А-07963. (Тематич. план 1969 г. № 62).

Издательство **«Статистика»**, Москва, ул. Кирова, 39.

Заказ № 1174. Областная типография Ивановского управления по печати, г. Иваново, Типографская, 6.

Цена 2 р. 13 к.

ЦС
№ 14272