



ДЕМОГРАФИЯ. ПРОБЛЕМЫ И ПЕРСПЕКТИВЫ.

МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

МОСКВА: МЫСЛЬ



ДЕМОГРАФИЯ:
ПРОБЛЕМЫ
И ПЕРСПЕКТИВЫ.

МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ



МОСКВА · МЫСЛЬ · 1986

Институт демографии
ГУ-ВШЭ

БИБЛИОТЕКА



Редакционная коллегия:

Л. Л. РЫБАКОВСКИЙ (председатель), А. И. АНТОНОВ,
А. Г. ВИШНЕВСКИЙ, А. Г. ВОЛКОВ, Т. И. ЗАСЛАВСКАЯ,
Г. П. КИСЕЛЕВА, Б. Я. МЕЖГАЙЛИС, В. П. ТОМИН

Редакционная коллегия утверждена научным советом по комплексной проблеме «Экономические закономерности развития социализма и соревнование двух систем» АН СССР

Ответственный секретарь М. А. УСКОВА

Руководитель авторского коллектива А. Г. ВИШНЕВСКИЙ

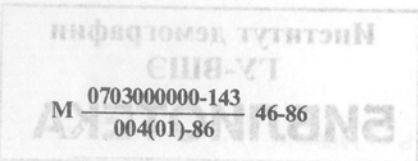
Рецензент Л. Е. ДАРСКИЙ

Глубокий интерес к методам исследования был свойствен демографии с первых дней ее становления как самостоятельной науки. История развития этих методов насчитывает уже более 300 лет. И поныне сохраняют свое непреходящее значение для демографии многие классические методы, разработанные на заре ее возникновения. Вспомним хотя бы отвечающую самым строгим современным требованиям теорию построения таблиц смертности по причинам смерти, разработанную Д. Бернулли еще в XVIII в. Однако методический инструментарий демографической науки в целом непрерывно обновляется и расширяется, ибо постоянно растут требования к методам получения и обработки исходной информации о процессах воспроизводства населения, к строгости измерительных процедур, понятийного аппарата и терминологии, к адекватности используемых для анализа и прогноза демографических моделей.

В отечественной литературе существует давняя традиция серьезного исследования методов демографического анализа, связанная прежде всего с именами С. А. Новосельского, М. В. Птухи, В. В. Паевского, Ю. А. Корчака-Чепурковского, А. Я. Боярского, других советских ученых. Однако в последнее время растущий интерес к изучению содержания демографических процессов — явление само по себе в высшей степени положительное — несколько потеснил интерес к методам исследования. Наметилась даже некоторая недооценка последних, что не преминуло сказаться на качестве исследований конкретных процессов.

В этих условиях редколлегия серии «Демография: проблемы и перспективы» сочла целесообразным подготовить данный сборник статей, целиком посвященный методам демографических исследований.

Сборник состоит из трех частей. В первой из них рассматриваются проблемы, связанные с повышением эффективности использования источников информации о демографических процессах, а отчасти и с расширением их круга. Важнейшая роль в получении такой информации принадлежит текущему статистическому наблюдению, которое ведется органами государственной статистики. Становлению и развитию системы статистического наблюдения в СССР, совершенствованию и перспективам организации и методов сбора и разработки данных о населении посвящена статья Р. М. Дмитриевой и Е. М. Андреева.



Если статистика дает информацию о демографических событиях — рождениях, браках, смертях и т. д., то информация, получаемая социологом, должна пролить свет на социальную обусловленность поведения людей, ведущего к тем или иным событиям, связать их со всем социальным контекстом, в котором живет человек. При получении такой социологической информации все большее значение приобретают опросы населения, помогающие понять объективные факторы, детерминирующие демографическое поведение и то, как они отражаются в индивидуальном сознании. Статья О. М. Масловой посвящена сложным методическим проблемам, с которыми приходится сталкиваться исследователям, проводящим подобные опросы.

И статистическое наблюдение, и социологические опросы — методы получения информации о современных демографических процессах. Но в последнее время растет интерес к демографическому прошлому, историческая демография — важный раздел демографии вообще. Соответственно неотъемлемой частью ее методического аппарата становится система методов получения и обработки информации о демографических процессах в «достатистическую эпоху». Обзор таких методов содержится в статье Х. Э. Палли.

Вторая часть сборника посвящена методам количественного анализа основных демографических процессов — рождаемости, брачности, смертности. В статьях А. Г. Вишневого и М. С. Тольца содержится попытка дать систематическое изложение современных методов анализа рождаемости и брачности, включая те, которые слабо освещены в отечественной литературе. Авторы демонстрируют возможности применения этих методов с учетом того статистического материала, которым располагают советские исследователи.

Статья Л. А. Гаврилова, В. Г. Семеновы, Н. С. Гавриловой несколько иного плана. В ней речь идет не просто об обобщенном описании показателей смертности путем составления таблиц дожития, что было и остается важнейшим этапом исследования процесса вымирания поколений, а в основном об анализе самих таблиц, огромное количество которых накоплено в мире к настоящему времени, и о выводах, к которым приводит такой анализ.

С. И. Пирожков затрагивает вопросы применения методов демографического анализа в экономической демографии для оценки трудового потенциала населения.

Третья часть книги посвящена быстро развивающемуся в настоящее время направлению — построению аналитических и прогнозных демографических моделей. Здесь Е. Л. Сороко рассматривает вопросы построения единой системы математико-демографических моделей и выработки единого языка

демографического моделирования. В статье С. П. Ермакова описывается предложенная им модель воспроизводства здоровья населения, даны результаты некоторых расчетов, выполненных на основе этой модели. А. В. Акимов предлагает экономико-демографическую модель для составления глобального демографического прогноза и показывает, как эта модель «работает» в качестве инструмента прогнозирования.

Редколлегия надеется, что содержание сборника будет способствовать повышению интереса к методической стороне демографических исследований, привлечет внимание к спорным и нерешенным вопросам статистического, математического и социологического анализа процессов воспроизводства населения, даст новый толчок к обсуждению этих вопросов специалистами.

А. Г. Вишневецкий

ЧАСТЬ 1. ИСТОЧНИКИ ИНФОРМАЦИИ О ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ПРОЦЕССАХ

Р. М. Дмитриева, Е. М. Андреев

СТАТИСТИЧЕСКОЕ НАБЛЮДЕНИЕ В ДЕМОГРАФИИ: ЭТАПЫ РАЗВИТИЯ И ПЕРСПЕКТИВЫ

Сбор и обработка статистической информации — необходимый этап всякого конкретного демографического исследования, т. е. всякого исследования, не являющегося теоретическим обобщением ранее проведенных исследований. При этом в каждом конкретном исследовании четко прослеживаются три основных этапа: сбор и разработка статистических данных; расчет демографических показателей; собственно демографический анализ. На практике, конечно, часто приходится пользоваться статистическими данными, собранными для других, более общих целей, так что приведенная схема несколько идеализирована.

В итоге объект и метод статистического наблюдения определяются целью анализа. В то же время конкретный способ представления статистических данных зависит от способов их дальнейшей обработки на этапе расчета демографических показателей.

Как правило, на этом этапе приходится решать одну из двух задач. Первая — расчет численности населения или отдельных групп в периоды, когда эти величины не были получены прямым наблюдением, например в межпереписной период. Сюда же относятся расчеты разного рода структурных характеристик. Вторая — расчет показателей интенсивности демографических процессов.

Общим свойством всех многочисленных показателей интенсивности является то, что для их расчета необходимо знать численность двух совокупностей — число демографических событий и число их потенциальных участников. Информативность показателя, его пригодность для динамических и региональных сопоставлений зависят от того, в какой мере критерии формирования совокупностей событий и их участников совпадают, так как расчет показателей интенсивности по существу сводится к расчету отношения численности первой и второй совокупности. При этом желательна однородность совокупности

участников, чтобы при сопоставлениях можно было избежать вариации исследуемых показателей вследствие изменения состава совокупности. Наконец, третье, не менее важное требование — полнота совокупностей: неполнота учета ведет к существенному искажению (чаще занижению) показателей. С этой точки зрения историю демографической статистики можно рассматривать как борьбу за полноту, сопоставимость и однородность статистических совокупностей, получаемых при статистическом наблюдении.

РАЗВИТИЕ СТАТИСТИКИ ЕСТЕСТВЕННОГО ДВИЖЕНИЯ НАСЕЛЕНИЯ. Статистика естественного движения населения (браков, рождений, смертей) в дореволюционной России основывалась на сведениях, представляемых служителями культа. Регистрация осуществлялась духовенством при венчании, крещении, отпевании. Сведения церковных приходов сводились по городам и уездам и направлялись в Центральный статистический комитет (ЦСК) Министерства внутренних дел для последующей разработки, анализа и публикации. Помимо ежегодников ЦСК выходили также отчеты о состоянии народного здоровья и организации медицинской помощи Управления главного врачебного инспектора, в которых обобщались данные о естественном движении, заболеваемости и смертности населения. Как правило, анализ ограничивался данными, относящимися к 50 губерниям Европейской России. Следует также иметь в виду, что наиболее достоверными считались сведения о лицах христианского вероисповедания.

Врачебная регистрация причин смерти в России в 1913 г. была установлена в 120 городах с населением 9 млн. человек [20, с. 141]. В остальной части страны сведения об острых различных заболеваниях, явившихся причиной смерти, сообщались также духовенством. Качество этих данных было крайне низким. Общую оценку качества статистики причин смерти в дореволюционной России дал С. А. Новосельский в статье «Об организации государственной санитарной статистики»: «В земледельческой России с ее ничтожной плотностью населения, низким процентом горожан, недостатком врачей, почти полным отсутствием санитарного законодательства статистика причин смерти находилась в зачаточном состоянии» [19, с. 344].

Одним из первых декретов Советской власти был Декрет о гражданском браке, о детях и о ведении книг актов состояния, подписанный В. И. Лениным 18 декабря 1917 г. В п. 14 Декрета было записано: «Всем духовным и административным учреждениям, доим ранее была подведомственна регистрация браков, рождений и смерти по обрядам каких бы то ни было вероисповедных культов, предписывается незамедлительно эти

регистрационные книги для дальнейшего их хранения переслать в соответствующие городские, уездные и волостные земские управы». В приложении к Декрету были даны формы книг записей браков, рождений и смерти [1].

Для проведения в жизнь этого Декрета Народным комиссариатом юстиции была издана специальная инструкция, где сообщалось об организации при волостных земских управах, а там, где их нет, при уездных земских управах, при городских земских управах, а также в городах Петрограде и Москве при районных управах отделов записей браков и рождений. При этом при губернских земских управах, кроме того, создавались статистические отделения «для ведения учета всем рождающимся, вступающим в брак, умершим» [2].

Важное значение для организации учета естественного движения населения по-новому имел декрет Совета Народных Комиссаров «Об отделении церкви от государства и школы от церкви», подписанный 23 января 1918 г. [3].

В октябре 1918 г. был издан Кодекс законов об актах гражданского состояния, брачном, семейном и опекунском праве [4]. В приложении к Кодексу содержались формы книг записей рождений, смертей, браков, разводов. Центральным статистическим управлением были разработаны специальные карточки единого образца, заполняемые отделами загса. В мае 1919 г. НКВД РСФСР был издан циркуляр о включении в актовые книги статистических карточек для заполнения их одновременно при совершении соответствующей записи и для последующего направления их в губстатбюро.

На Всероссийском съезде статистиков (25 апреля — 2 мая 1919 г.) было отмечено «крайне неблагоприятное положение всего дела регистрации актов гражданского состояния» [11, с. 159—160]. По сообщению В. Г. Михайловского, организация загсов была закончена только в $\frac{1}{5}$ городов и в $\frac{1}{8}$ — $\frac{1}{9}$ в сельской местности.

Этим объясняется отсутствие статистических данных о естественном движении населения. В обзоре деятельности отдела демографии ЦСУ за 1920 г. сообщалось, что отдел безуспешно пытался обобщить данные за 1915—1919 гг. Как правило, «сведения, которые давались губстатбюро местнозагсами, для статистики не представляли сколько-нибудь ценного материала по обрывочности и неполноте» [12, с. 156—157]. За 1920 г. ЦСУ располагало определенной информацией о естественном движении населения, но ее нельзя считать исчерпывающей. В статистическом ежегоднике за 1922—1923 гг. данные о рождаемости, смертности и разводах в среднем за 1920—1922 гг. приведены лишь по 18 территориям страны, в том числе по Москве и Ленинграду, а для 1923 г. — по 43 территориям. На-

кануне переписи населения 1926 г. В. Г. Михайловский отмечал: «Естественное движение населения учитывается загсами более или менее полно только с 1924 года, и притом далеко не повсеместно: в Закавказье и Средней Азии регистрация актов гражданского состояния почти вовсе отсутствует» [18, с. 8].

В конце 1924 г. второй сессией ВЦИК XI созыва было принято Положение об уездных и волостных съездах, исполнительных комитетах и сельских Советах. В разделе о правах и обязанностях сельсоветов было указано, «что на сельский Совет возлагается регистрация актов гражданского состояния в пределах, определяемых законом» [5]. Переход от волости как самой мелкой административной единицы, на базе которой регистрировалось естественное движение населения, к сельскому Совету способствовал повышению качества учета.

Важное значение для налаживания учета событий естественного движения имело также упорядочение с 1926 г. формы книг записей актов гражданского состояния. С этого времени записи в книгах велись в двух экземплярах. Была упразднена статистическая карточка. Вместо нее органы государственной статистики получали для разработки во временное пользование вторые экземпляры актов, имеющие юридическую силу наравне с первыми экземплярами. По окончании разработки статистические органы возвращали вторые экземпляры актов для постоянного хранения. Такой порядок сохранился до настоящего времени.

Однако положение с регистрацией улучшалось медленно. В предисловии к сборнику «Естественное движение населения Союза ССР в 1926 году» (Москва, 1929 г.) сообщалось, что данные о естественном движении охватывают только 86,3% населения страны. Дело в том, что еще далеко не все органы загс присылали необходимые сведения. Для упорядочения взаимоотношений органов загс и плановых органов был издан специальный циркуляр ВЦИК, где указывалось, что вторые экземпляры актов направляются в местные плановые органы ежемесячно и не позднее 2-го числа следующего за отчетным месяца.

В 1934 г. ответственность за работу органов загс в связи с образованием общесоюзного комиссариата была возложена на НКВД. В ноябре этого же года были утверждены новые формы книг записей актов гражданского состояния. Была упрощена редакция отдельных вопросов (в частности, об источнике средств к существованию, социальном положении, занятости), снят в акте о смерти вопрос о семейном положении. В таком виде актовые записи оставались без существенных изменений в течение 20 лет — до 1954 г.

Большим событием этого периода было издание специального постановления СНК СССР о постановке учета естественного движения населения (сентябрь 1935 г.) [7]. В постановлении было подчеркнуто, что учет до последнего времени находится в неудовлетворительном состоянии, из-за чего снижается фактический рост населения в стране. Постановлением была введена выдача специальных свидетельств о рождении на гербовой бумаге, обязательных при поступлении на учебу, военную службу.

Вскоре был разработан единый закон о порядке и сроках регистрации рождений и смертей — он нашел отражение в постановлении ЦИК и СНК СССР (июль 1936 г.) [8]. В постановлении был предусмотрен денежный штраф за уклонение от регистрации рождения и смерти, а также за несоблюдение сроков регистрации. Должностные лица за отказ в регистрации, за несвоевременную регистрацию, за непредставление в установленный срок или представление неправильных сведений могли привлекаться к уголовной ответственности.

В 1970 г. во вновь образованном Министерстве юстиции СССР был создан Отдел загс и нотариата, осуществляющий методологическое руководство органами загс на местах. В 1969—1970 гг. были пересмотрены учетные документы — книги актовых записей рождений, смертей, браков и разводов в связи с утверждением Основных положений кодекса о браке, семье и опеке. Во всех документах был уточнен вопрос о возрасте (помимо возраста вводился вопрос о дате рождения), о месте работы и занятии. В 1979 г. в связи с необходимостью изучения влияния социально-экономических факторов на демографические процессы в формы книг были дополнительно внесены вопросы об уровне образования и продолжительности проживания в месте постоянного жительства, а для умерших — о семейном положении.

Анализ данных о числе загсов, не представивших вовремя сведения о естественном движении населения, свидетельствует о том, что к 1938—1939 гг. охват населения регистрацией стал 100%-ным. Однако полнота охвата населения учетом еще не означала полноты самого учета. При построении таблиц смертности 1938—1939 гг. статистические органы столкнулись с проблемой внесения поправок на недоучет родившихся и умерших. Проведенные в те годы контрольные проверки полноты и качества регистрации родившихся и умерших в Грузинской и Киргизской ССР показали, что эта озабоченность была небеспредметна. Однако, не имея данных об объемах недоучета, его территориальном распределении, возрастно-половой структуре неучтенных умерших, авторы таблиц посчитали задачу внесения поправок непосильной.

Систематические проверки полноты регистрации родившихся и умерших ЦСУ СССР начало проводить на всей территории страны с 1948 г. Проверки охватывали 10% сельских Советов страны. Исключение составляли республики Средней Азии, Казахстана, Закавказья, некоторые автономные республики РСФСР, где проверялось ежегодно 20% сельских Советов. Такие же проверки проводились и в городской местности страны, но выборка здесь была значительно меньше по объему.

Контрольные проверки, несомненно, сыграли большую роль в повышении достоверности данных в районах, характеризующихся существенными недостатками учета. Особенно действенными стали проверки, когда в эту работу активно включились органы здравоохранения. С 1948 г. на лечебные учреждения была возложена обязанность регистрировать мертворожденных и детей, умерших до выхода матери из родильного дома. Крайне важным шагом для повышения полноты регистрации родившихся и умерших было представление органами здравоохранения в органы загс списков на родившихся и умерших в тех районах, где наблюдалась неполнота регистрации.

ЦСУ СССР неоднократно проводило мероприятия, которые давали возможность оценить качество контрольных проверок. Одним из важнейших была сверка данных о детях в возрасте до одного года, полученных при переписи населения 1970 г., со сведениями органов загс о родившихся в 1969 г. Эта работа подтвердила, что проведение контрольных проверок на уровне РИВЦ (ГИВЦ), районспектуры государственной статистики не всегда эффективно. Учитывая, что учет родившихся в настоящее время можно считать достоверным, ЦСУ ограничилось проверкой полноты учета умерших, особое внимание уделяя при этом качеству регистрации умерших детей. Существенно ограничен и размер выборки проверяемых сельских Советов, поскольку в настоящее время проверками занимаются областные (краевые) статистические управления.

Анализ данных — соотношение показателей для городской и сельской местности, возрастная структура умерших, доля причин перинатальной смерти в общем объеме причин смерти детей и др. — говорит о достаточной достоверности в настоящее время данных естественного движения населения в масштабе страны для подавляющего большинства территорий. Основным направлением деятельности статистических органов постепенно становится качество регистрации.

Данные о естественном движении населения в настоящее время разрабатываются по краткой программе ежемесячно, по развернутой — ежегодно.

Годовая разработка данных о естественном движении насе-

ления содержит подробные сведения, позволяющие на их основе рассчитать демографические таблицы рождаемости, смертности, а также проанализировать события естественного движения в зависимости от социально-демографических характеристик родителей, умерших, вступающих в брак, разводящихся.

РАЗВИТИЕ СТАТИСТИКИ МИГРАЦИИ. Паспортная система в царской России преследовала сугубо полицейские цели — никаких учетных документов при перемене постоянного места жительства не заполнялось. Поэтому текущие расчеты численности населения как в масштабе города и села, так и по стране в целом были крайне сложным делом. Единственным видом движения населения, до некоторой степени охваченным регистрацией, были переселения крестьян из европейских губерний в Сибирь. Однако и этот учет был неполным, так как сведения получались лишь в главных пунктах на пути следования переселенцев.

В первые годы Советской власти также осуществлялся только учет переселенцев. Было увеличено число пунктов на пути следования переселенцев, в которых они регистрировались. Позже была введена отчетность райисполкомов об отправке переселенцев, отчетность колхозов о прибытии переселенцев и их трудоустройстве.

Но переселенческая статистика не могла удовлетворить потребность в данных о миграции населения, так как большое число сельских жителей переезжало в города. Первоначально в порядке эксперимента учет прибывших и выбывших был введен в отдельных городах СССР. С установлением единой паспортной системы в стране (постановлением ЦИК и СНК СССР от 27 декабря 1932 г.) [6] такой учет стали вести во всех городах и поселках городского типа, а также в некоторых сельских населенных пунктах. Позднее в стране был введен повсеместный учет миграции населения.

В стране действует единая система учета миграции населения, организуемая органами внутренних дел на основе документов прописки и выписки населения. При прописке (выписке) составляются адресные листки, используемые органами внутренних дел для адресно-справочной работы. Одновременно заполняются талоны статистического учета, предназначенные для статистической разработки. Статистическому наблюдению подлежат определенные категории мигрантов — прибывшие (выбывшие) на постоянное жительство, на работу, учебу. Вне учета остаются лица, отправляющиеся на дачу, на отдых, на лечение, в командировку, на краткосрочную учебу, совещания, меняющие место жительства в пределах населенного пункта или сельской местности административного района.

Программа талона статистического учета передвижения населения аналогична основному содержанию актовых записей. В 1979 г. в него были внесены дополнительные вопросы об уровне образования и семейном состоянии мигранта, что позволило окончательно приблизить этот документ к учетным формам естественного движения населения. В настоящее время содержание учетной документации по естественному движению и миграции обеспечивает возможность текущих расчетов состава населения по уровню образования, национальности и др.

Данные о миграции разрабатываются ежеквартально по краткой программе и ежегодно — по развернутой программе, обеспечивающей получение данных о направлениях миграции, возрасте и поле мигрантов, один раз в несколько лет — по отдельным социально-демографическим характеристикам мигрантов.

Контрольные проверки полноты и качества учета миграции населения проводятся органами государственной статистики с 30-х годов, т. е. с тех пор, как был введен учет миграции в отдельных городах страны. Проверки охватывали небольшое число жилищно-эксплуатационных контор в городской местности. Их сведения были непредставительными, методология не обеспечивала подлинной оценки достоверности этих данных.

Усилению контрольных мероприятий органов государственной статистики способствовало завершение всеобщей паспортизации населения. Сопоставление однонаправленных потоков, например, числа выбывших из сельской местности в городские поселения и числа прибывших в города из сел, по определенной территории или по стране в целом свидетельствовало, что в учете миграции не все в порядке. Это же подтвердило и существенное отклонение данных переписи населения 1979 г. о городском и сельском населении страны от текущих оценок населения на ту же дату.

После переписи населения 1979 г. контрольные проверки полноты учета миграции развивались по двум направлениям. Первое — установление правильности оформления талонов статистического учета передвижения наиболее подвижных категорий населения. Второе — проверка полноты учета внутритерриториальной миграции с акцентом на выяснении правильности оформления выбытия в сельских Советах.

ИСТОЧНИКИ СТАТИСТИЧЕСКИХ ДАННЫХ О НАСЕЛЕНИИ В СОВРЕМЕННЫХ УСЛОВИЯХ. В настоящее время во всех странах с развитой демографической статистикой демографический анализ основывается на данных из трех различных источников: переписей населения, текущего учета естественного движения и миграции населения и выбо-

рочных демографических обследований. Однако с позиций обработки этих данных страны можно разделить на две группы. В первой — данные, полученные разными способами, соотносятся только на уровне больших статистических совокупностей. В странах второй группы происходит индивидуальное сопоставление данных, полученных из разных источников, средствами регистра населения. Регистр, или автоматизированная картотека населения, представляет собой автоматизированный банк индивидуальных данных о всех лицах, проживающих на территории данной страны, и, как правило, гражданах страны, живущих за ее пределами. О каждом индивидууме хранятся данные по программе, сходной с программой наблюдения переписи населения, а также ряд иных сведений в зависимости от задач, решаемых регистром. Сведения регулярно обновляются, для чего материалы текущей регистрации идентифицируются с записями, хранящимися в регистре.

Системы, подобные регистрам населения, несомненно, открывают дополнительные возможности демографического анализа. В то же время их создание и ведение требует значительных затрат. В частности, для функционирования регистра необходимо создать систему текущего учета социальной мобильности населения, т. е. индивидуального учета смены занятий, места работы и других не демографических перемещений. И главное, среди задач, решаемых регистрами населения, задачи демографической статистики вовсе не являются основными, а данные о населении многих стран, где действуют регистры населения, не отличаются тщательностью анализа демографической ситуации в стране.

Ряд демографов отмечают, что создание системы, аналогичной регистру населения, в нашей стране позволит существенно усовершенствовать демографическую статистику. Не оспаривая эту точку зрения, авторы считают, что создание банка индивидуальных данных о населении — задача совершенствования всех форм индивидуального учета: адресного, медицинского, кадрового, пенсионного и т. д., а уж затем задача статистики населения. В силу этого вопрос о создании подобной системы далеко выходит за рамки вопросов, решаемых демографической статистикой. Кроме того, возможности действующей сегодня системы «перепись + текущий учет + выборочные обследования» использованы далеко не полностью.

Как уже отмечалось, сопоставление данных из двух источников — переписи и текущего учета движения населения — позволяет, во-первых, вести счет населения в период после переписи, а во-вторых, рассчитывать показатели, измеряющие интенсивность тех или иных демографических процессов. Своего рода программой-минимум здесь является расчет данных об

общей численности и возрастно-половом составе населения в течение всего периода до следующей переписи населения и определение возрастных характеристик рождаемости и смертности. Обе эти задачи требуются решать в территориальном и других аспектах. Способ расчета общей численности населения территории основан на простом балансовом уравнении:

$$S^{t+1} = S^t - M^t + N^t + U^t - V^t,$$

где S^t — численность населения территории на начало года t ; M^t — число умерших в течение года t ; N^t — число родившихся в том же году; U^t — число прибывших на данную территорию; V^t — число выбывших также в году t .

На практике в уравнение входит еще одно слагаемое, отражающее изменение численности населения в результате изменения границ территориальных единиц, например превращения сельских населенных пунктов в городские. Для решения той же задачи для отдельных возрастов необходимо, чтобы данные, входящие в балансовое уравнение, были разработаны по году рождения. Тогда для всех возрастов можно будет выписать точно такое же уравнение (данные о числе родившихся войдут, естественно, только в уравнение для детей до одного года, в котором нет показателя о численности этой возрастной группы на начало предыдущего года). Для расчета полового состава необходимо знать данные по полу.

Точность счета зависит от того, насколько правильно определены все входящие в уравнение величины. Причем правильность означает не только полноту учета и точность регистрации демографических признаков, но и единство учета категорий населения. Поясним это на примере. Конкретный человек может быть учтен при разработке материалов переписи в месте, где он временно проживал в критический момент переписи (наличное население), и там, где он обычно живет (постоянное население). Если эти два места жительства не совпадают, то необходимо решить, какому из двух подходов отдать предпочтение. Укажем, что задачи социально-экономического и демографического анализа в большей мере требуют данных о постоянном населении.

Определенная часть женщин рождает своих детей за пределами населенного пункта, где она постоянно проживает. Женщины нередко едут рожать туда, где живут их родители, или в более благоприятные климатические зоны, или, особенно в случаях осложненной беременности, туда, где есть специалисты высшей квалификации. Новорожденный может быть зарегистрирован в загсе как по месту рождения, так и по месту постоянного жительства. Однако принцип постоянного населе-

ния требует, чтобы при статистической разработке ребенок был там, где обычно находится его мать. Акт о рождении содержит сведения о месте проживания матери в соответствии с записью в ее паспорте (категория юридического населения), которое, если мерить масштабами административных районов или городов, как правило, совпадает с местом постоянного жительства. Точно так же дело обстоит с учетом места жительства умершего. Очевидно, добиться сопоставимости можно, только последовательно проводя принцип постоянного населения.

Для оценки возрастного-полового состава населения необходимо одинаковым образом учитывать и в переписи, и в текущей статистике смертности возраст. Это достигается последовательной постановкой вопроса о годе рождения в переписях населения и о дате рождения в текущем учете. Дата рождения, как постоянный признак индивида, в значительно меньшей мере, чем возраст, который меняется год от года, подвержена искажениям.

Итак, демографический анализ на основе данных переписи и текущего учета требует, во-первых, согласованности программ наблюдения, во-вторых, согласования принципов учета. Однако возможности и того и другого небезграничны. Попытка полностью увязать программу переписи с программой регистрации естественного движения приведет к существенной перегрузке обеих программ и в итоге скажется на качестве собранных данных. Кроме того, далеко не все вопросы корректно задавать при переписях, регистрации браков, рождений и особенно смертей. Например, вопрос о возрасте оставшегося в живых супруга при регистрации смерти человека, состоявшего в браке.

Особенно острой становится проблема источников данных, когда дело касается собственно демографического анализа. Современный демографический анализ немислим без изучения социально-экономической дифференциации демографических процессов, с одной стороны, и детального изучения отдельных компонентов процесса — с другой.

Для демографического анализа рождаемости это означает, в частности, необходимость сбора и разработки данных о рождаемости в различных социально-демографических группах: этнических, образовательных и др. Решение же второй задачи предусматривает изучение брачной и внебрачной рождаемости, рождаемости по очередности рождений, по длительности брака, в зависимости от возраста вступления в брак и т. д. Это влечет за собой необходимость изучать брачность по возрасту, разводы — по длительности брака с учетом возраста вступления в брак и т. д.

Расширение программы текущего учета естественного движения в связи с переписью населения 1979 г. позволило не только изучить процессы по существу, но и отработать методику анализа социальной дифференциации и компонентов рождаемости на материалах переписи и текущего учета. Проведенный анализ еще раз показал, что возможности согласованного анализа материалов переписи и текущего учета достаточно ограничены в силу неполной сопоставимости данных, полученных из этих двух источников. Кроме того, такой подход не пригоден для когортного анализа. Укажем три основных пути преодоления выявившихся трудностей.

Первый путь — проведение демографических обследований, включая выборочные демографические обследования или проведение сплошных или выборочных переписей населения чаще, чем в настоящее время, и по более широкой программе.

В нашей стране накоплен огромный опыт проведения выборочных демографических обследований. Только Отдел демографии НИИ ЦСУ СССР провел пять подобных обследований на базе единовременных обследований доходов и жилищных условий семей рабочих, служащих и колхозников ЦСУ СССР. Вопросы рождаемости и формирования семьи ставились в обследованиях, проведенных в 1967¹, 1972, 1975, 1978, 1981 гг. Еще раньше, в 1960 г., ЦСУ СССР на базе бюджетной сети провело выборочное углубленное обследование рождаемости [13, с. 55].

Результаты этих обследований хорошо известны специалистам-демографам. Они изложены в монографиях Р. И. Симфан [21], Л. Е. Дарского [13], В. А. Беловой [9], Г. А. Бондарской [10], коллективных публикациях [22] и ряде статей.

Новым шагом в этой области является выборочное социально-демографическое обследование 1985 г., которое охватило 5% населения СССР.

В основе выборочных демографических обследований лежит анамнестический метод. Сведения о возрасте вступления в брак, о времени его прекращения (если брак прекратился), о датах рождения детей и т. д. записываются со слов респондентов. Их точность во многом зависит от того, как хорошо респондент помнит собственную биографию. Кроме того, об-

¹ Обследование охватило только семьи рабочих и служащих, его данные в 1968 г. были дополнены данными о семьях колхозников, а в следующем, 1969 г., на том же массиве под руководством В. А. Беловой было проведено обследование мнений женщин о величине семьи.

ледование может сообщить данные лишь о тех людях, которые дожили до даты обследования, что также может исказить результаты, так как смертность меняется в зависимости от брачного состояния и иных признаков. Наконец, в обследование замужних женщин не войдут женщины, чьи браки прекратились в силу развода или овдовения и т. д.

Анамнестические обследования — малое подспорье в изучении смертности, исключая детскую. В последнем случае подобные обследования — неопределимый источник данных о взаимозависимости репродуктивных установок и уровня младенческой смертности. Кроме того, их возможности как источника демографических данных ограничены в силу отмеченных уже особенностей: искажение данных со временем в результате забывания и в результате изменения состава совокупности. Последнее не очень существенно при поперечном анализе, который в отличие от когортного позволяет ограничиться сведениями за ряд последних лет, что, правда, требует достаточно многочисленной совокупности.

Второй путь — анализ только на основе данных статистики естественного движения, подобно тому как коэффициент младенческой смертности вычисляется как отношение числа умерших до года к числу родившихся без привлечения материалов из других источников. Этот подход наиболее эффективен при когортном анализе, однако ценой пересчетов может быть применен и анализ данных за календарный период. Именно таким образом были исследованы разводы в СССР [23].

Подобный подход наиболее эффективен в замкнутом населении, в качестве которого можно рассматривать все население СССР. Тогда для анализа брачности реального поколения достаточно иметь данные о браках по году рождения, о смертях по году рождения и брачному состоянию, а при анализе разводимости (если не учитывать смертность и овдовение) — данные о разводах по году вступления в брак и т. д. Сложности, связанные с переходом к открытой территории, можно попытаться обойти заменой территориальной общности этнической либо специальной разработкой не только по году, но и по месту вступления в брак — для брачных когорт и т. д. Наибольшие трудности связаны с необходимостью учесть в анализе смертность. Сегодня фактор смертности в большинстве расчетов приходится учитывать приближенно, игнорируя те или иные аспекты дифференциации смертности в зависимости от демографического статуса. Альтернативный прямой путь вновь упирается в необходимость ставить перед родственниками умершего вопросы о возрасте оставшегося в живых супруга, о дате заключения брака (последние сведения есть в паспорте) и подобные.

Третий путь — прямая идентификация материалов переписи и текущего учета — наиболее эффективен при анализе данных за короткий календарный период, прилегающий к переписи населения. Мы не знаем работ советских авторов, выполненных этим методом. В то же время такой подход широко применяется при анализе ряда «внутренних» проблем статистики населения. Из работ зарубежных авторов сошлемся на известное исследование Э. Китагава [15]. Этот подход наиболее эффективен при анализе социальной дифференциации демографических процессов, особенно смертности.

Суть метода состоит в прямом поиске данных о каждом участнике демографического события в материалах переписи населения. Поиск ведется по общим адресным признакам: фамилия, имя, отчество, год рождения, домашний адрес и т. д. Он существенно осложняется переездами даже в пределах одного населенного пункта. Существуют подходы и методы автоматизации подобного поиска, однако вопрос о полной или частичной автоматизации пока не решен.

Необходимо отметить, что прямая идентификация материалов переписи и текущего учета позволяет не только обеспечить сопоставимость данных из разных источников, но и обогатить каждый из источников сведениями, содержащимися в другом источнике.

ПЕРСПЕКТИВЫ РАЗВИТИЯ СТАТИСТИКИ НАСЕЛЕНИЯ. Перевод разработки статистических данных на ЭВМ открывает новые возможности совершенствования показателей программ переписей, демографических обследований и текущего учета естественного движения населения и миграции. В то же время то, что каждая из этих задач решается изолированно, до известной степени сдерживает повышение аналитичности и сопоставимости данных из разных источников. Новый этап развития статистики населения в СССР связан с созданием Интегрированной системы информации о населении (ИСИН).

Предполагается объединить в ИСИН решение следующих задач первичной обработки: переписей населения, проводимых примерно раз в 10 лет; единовременных или периодических (с периодом раз в 5 лет) социально-демографических обследований; данных текущего учета рождений, смертей, браков и разводов; данных о миграции населения. Кроме того, ИСИН призвана выполнять различные демографические расчеты, прежде всего текущий расчет численности и возрастно-полового состава населения в период после переписей населения, расчет демографических таблиц и т. д.

Отметим, что уже интеграция программных средств обработки данных существенно повысит сопоставимость группиро-

вок и аспектов разработки на основе использования единых систем классификации и кодирования и т. д. Но главный выигрыш от создания ИСИН связан с созданием автоматизированной базы данных (АБД) о населении. Мы не будем останавливаться на вопросах технологии обработки информации и организации АБД, они подробно освещены М. Е. Левитом [17]. Попытаемся изложить качественные вопросы обработки данных о населении в условиях создания АБД.

Подлежащие хранению сведения о населении будут состоять из двух частей: сводные и расчетные данные, хранимые по признаку территориального разделения, — своего рода демографический регистр территорий, предназначенный для решения разного рода расчетных, аналитических и информационно-справочных задач; деиндивидуализированные материалы переписей, обследований и текущего учета естественного движения и миграции.

Банк индивидуальных данных позволит существенно повысить аналитичность разработки. Сейчас, когда первичные данные не хранятся, ее приходится проводить «впрок», поскольку после завершения работы вновь вернуться к первичным данным практически невозможно. Конечно, часть выходных таблиц требуется получать ежегодно. Однако многие аналитические разработки можно проводить периодически при условии, что к данным за промежуточные годы можно вернуться при выявлении необходимости, например, если очередная разработка выявила перелом в тенденции.

Банк индивидуальных данных открывает возможность прямого накопления когортных сведений с последующей выдачей всего набора данных, относящихся к определенной когорте. Такой путь более рационален, чем ежегодное получение по одному показателю для каждой из живущих когорт.

Большую экономию времени и средств могут дать выборочные, агрегированные разработки первичных данных, опять-таки при условии возможности получения сплошной и более подробной разработки, если она окажется необходимой. Сочетание сплошной и выборочной разработок особенно эффективно при изучении материалов переписей населения. И еще одна возможность — периодические территориальные преобразования, такие, как преобразование сельских населенных пунктов в городские. Изменение границ существующих или создание новых областей требует периодического ретроспективного пересчета данных с учетом нового административно-территориального деления. АБД ИСИН позволит решать эту задачу непосредственно, что гарантирует высокую точность при значительных по объему преобразованиях.

Разработка ИСИН представляет собой первый и необходимый шаг к автоматизированной системе, позволяющей проводить прямую, на индивидуальном уровне, идентификацию первичных учетных данных, поступающих из разных источников: переписных листов и документов регистрации естественного движения и миграции.

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДА ОПРОСА В ИЗУЧЕНИИ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ

Характерной особенностью демографических исследований начиная с середины 60-х годов является широкое использование массовых опросов [1; 2; 3; 4]. Обращение демографов к методу опроса было вызвано постановкой нового комплекса исследовательских задач, связанных с изучением социально-психологических механизмов, формирующих демографическое поведение. Наиболее популярный метод прикладной социологии используется демографами для анализа потребностей, интересов, установок, оценок, мнений по поводу различных аспектов демографического поведения: перемены места жительства, числа детей в семье, заботы о здоровье и др.

Таким образом, использование метода опроса имеет в своей основе активное освоение демографами понятийного аппарата, концептуальных положений социологии и социальной психологии, т. е. расширение и обогащение предметной сферы демографической науки. Одновременно происходит адаптация метода социологического опроса к специфике предмета демографической науки. Процесс адаптации складывается сложно и противоречиво, требует специальных исследований в области методологии и методики, в частности в связи с определением познавательных границ метода опроса в изучении демографических процессов.

Уже в течение первого десятилетия использования метода опроса среди демографов стала формироваться критическая оценка адекватности данного метода тем познавательным задачам, для решения которых он стал использоваться. В связи с этим приведем следующее заключение, содержащее оценку опыта проведения социально-демографических исследований: «...под этим наименованием зачастую преподносится нечто совсем иное, а именно обычные статистические методы фиксации признаков. Только если в традиционных статистических исследованиях фиксировались характеристики условий жизни, то теперь фиксируются высказывания, но способ интерпретации полученной информации остается традиционным. Если раньше демографы на основе сопоставления условий жизни и показателей рождаемости гадали о мотивах репродуктивного поведения, то и теперь на основе опросов мнений женщин, получен-

ной информации хватает лишь для предположений — гаданий о подлинных мотивах и установках поведения» [4, с. 196].

В такой оценке, на наш взгляд, очень точно отражены две особенности начального этапа взаимодействия статистической традиции и социологического подхода в демографии. Во-первых, при изменении предмета изучения (факты поведения заменились фактами сознания) методы их фиксации, методика построения вопросов не изменились. Во-вторых, и, добавим, именно поэтому, традиционным остался способ интерпретации, главной особенностью которого является преобладание интуитивных умозаключений о механизмах репродуктивного поведения при остром недостатке эмпирических фактов, необходимых для того, чтобы это поведение объяснить. Эта ситуация имеет свои исторические предпосылки.

Демография сформировалась и долго существовала в рамках регистрационно-описательной статистики. Это обстоятельство в значительной мере обусловило ее методологическую основу и методические приемы. «На протяжении трехсот лет ее интересовала преимущественно лишь одна из сторон воспроизводства населения — физическое возобновление поколений, то, что и следовало бы назвать воспроизводством «в узком смысле», причем интересовала главным образом под углом зрения выявления количественных закономерностей этого процесса» [5, с. 266]. Информационной эмпирической базой демографии служили и продолжают служить в первую очередь материалы государственного учета и регистрации таких фактов жизнедеятельности людей (рождения, смерти, численность и состав семей, миграция), которые доступны непосредственному наблюдению, регистрации и анализу традиционным аппаратом математической статистики. Если при проведении демографических исследований статистики и обращались к методу опроса, то речь шла чаще всего о фактографической информации. Такие вопросы не вызывали особых сложностей ни у исследователей, ни у опрашиваемых.

Учитывая эти исторические предпосылки, следует подчеркнуть, что в развитии социологического подхода к изучению демографических процессов определяющим является не метод опроса (это только технический, процедурный аспект), а именно включение сферы сознания как субъективного фактора демографических процессов в предмет демографической науки. Это обстоятельство имело фундаментальное значение для дальнейшей судьбы традиционного метода опроса в изучении демографических процессов. Оказалось, что метод, считавшийся достаточно надежным при учете числа детей, хозяйственно-инвентаря, числа переездов и переселенцев, численности умерших, становится сомнительным и ненадежным при учете

фактов, характеризующих состояние сознания людей как субъектов демографического поведения.

Первые же опыты «статистики мнений» стали для демографии начальной ступенью, ведущей к эмпирическому изучению сферы общественного сознания. Учет мнений оказался не ключом к объяснению проблем репродуктивного поведения, как ожидалось, а лишь указанием на неизученность сферы сознания как одного из существенных факторов этого поведения. Ситуация вполне закономерная для развития любой науки. Ответы на вопросы о желаемом и идеальном числе детей не только дали полную картину состояния мнений, но и поставили перед демографами комплекс новых исследовательских задач. Решение этих задач должно было объяснить, насколько достоверна информация о мнениях, почему люди думают так, а не иначе и как представления людей связаны с их реальным поведением в ближайшем и отдаленном будущем. Как связаны эти представления с условиями жизни людей, с их социальным опытом, культурными и национальными традициями? Можно ли прогнозировать репродуктивное поведение людей на основе данных об их установках, мнениях, представлениях? Именно начало активной методологической и методической рефлексии является одним из важнейших позитивных результатов первого этапа освоения демографами метода опроса.

ОПРОС — СРЕДСТВО ПРОВЕРКИ РАБОЧИХ ГИПОТЕЗ. Если демографические, поведенческие проявления демографических процессов, фиксируемые описательной статистикой, весьма немногочисленны, легко обозримы и ограничиваются количественными признаками, то число показателей, характеризующих сферу сознания в связи с демографическими процессами, поистине необозримо и имеет, как правило, качественные признаки. При этом для понимания механизмов, формирующих представления о демографических процессах, необходимы показатели, описывающие различные смежные сферы социальной практики: труд, быт, досуг, сферу семейных отношений и многие другие. Они образуют тот социальный контекст, без которого невозможна интерпретация данных о демографическом поведении и его социально-психологических факторах.

В связи с этим разработку опросного листа должно предшествовать формирование концепции данного опроса, гипотетических суждений, вычленяющих предмет данного конкретного опроса из общей структуры сознания и означающих связь предмета опроса с ближайшим контекстом других предметных сфер сознания. Теоретической базой такой работы являются положения марксистско-ленинского учения об общественном и индивидуальном сознании, о механизмах его формирования,

о его связях с поведением различных социальных общностей и с индивидуальным поведением [7, с. 72—99; 18, с. 199; 19, с. 149—206]. Иначе говоря, разработке опросного листа должно предшествовать создание гипотетической модели изучаемого демографического явления. Именно такая модель определяет содержание отдельных вопросов, общую композицию вопросника, выбор конкретных технических и организационных разновидностей метода опроса.

Особенность исследовательской ситуации в демографии состоит в том, что разработка опросного листа, начиная с гипотетической модели, может базироваться на обширной предварительной статистической информации, позволяющей проследить динамику демографического процесса за много лет. Эта возможность является уникальной по сравнению с большинством отраслевых направлений социологии, где такой информации нет. Именно демографическая статистика существенно облегчает не только обоснование выборочных процедур, но и построение содержательных гипотез, для проверки которых может применяться метод массового опроса.

Многие суждения, интерпретирующие статистические данные, характеризующие современную демографическую ситуацию, являются не чем иным, как гипотезами, требующими проверки различными социологическими методами, в том числе и методами массового опроса. Не чем иным, как гипотезами, является значительная часть суждений, объясняющих причины снижения рождаемости, зафиксированные статистикой. Например, среди различных факторов снижения рождаемости называется такой, как снижение потребности современной семьи в детях, а этот фактор в свою очередь связывается с рядом других объяснительных суждений, также имеющих гипотетический характер. Указывается, например, на перестройку экономических функций семьи, на повышение требований семьи к качеству воспитания детей, на уменьшение ценности детей в системе ценностных ориентаций и др. [1, с. 13—18; 17, с. 192].

Гипотетический характер этих суждений обнаруживается в связи с тем, что любому из них может быть противопоставлено полностью или частично альтернативное суждение, которое является столь же правомерным, как и первое, и так же требует эмпирической проверки в специальных исследованиях. Например, предположение о снижении потребности в детях в связи с исторической перестройкой экономических функций семьи представляется ограниченным, неполным, хотя бы потому, что конкретное содержание, механизм проявления и отражение в сознании этих функций в современной семье практически не изучены, а суждения о них носят по преимуществу умозрительный характер. В частности, экономическая незави-

симость членов семьи друг от друга кажется очевидной только при сравнении исторических этапов ее развития. Это сравнение объясняет всего лишь общую тенденцию к отмиранию прежних экономических функций семьи, да и то на самом очевидном уровне. Но в какой степени и в каких конкретных формах реализуется эта тенденция сегодня в различных классах, социальных слоях и группах, какова реальная структура экономических функций семьи и каково влияние этих функций на демографическое поведение — эти вопросы еще ждут специальных исследований.

Социальный смысл, цели и механизмы действия этих функций могут быть познаны не только и не столько в исторических сравнениях, сколько в сопоставлении, например, экономической ситуации с образом жизни полных и неполных семей: замужней женщины с детьми, разведенной женщины с детьми или матери-одиночки. По поводу полных семей неизвестно, какую роль в принятии решения о числе детей и интервалах рождений играет оценка супругами надежности семейной ситуации именно в связи с экономическими функциями семьи.

При анализе экономических функций семьи должны быть учтены многие другие детали: экономические взаимосвязи между родственниками, не живущими одной семьей, в том числе перераспределение доходов между поколениями (причем не обязательно в пользу младших), виды обмена трудом и его результаты на разных этапах жизненного цикла, наконец, представления о ценности, значимости этих связей для современной семьи.

При эмпирической проверке названных гипотез может оказаться, что мы поспешили принять тенденцию к изменению экономических функций семьи, отражающуюся в изменении некоторых внешних форм (раздельное проживание с родительской семьей, индивидуальные доходы и т. п.), за кардинальные изменения сущности этих функций.

Таким образом, целенаправленное аналитическое использование метода опроса предполагает предварительный анализ статистических данных, относящихся к исследуемой ситуации, а также результатов предшествующих социологических исследований, относящихся к социальному контексту этой ситуации. Результатом такого анализа являются построение концептуальной модели предмета исследования и формирование объяснительных гипотез, для верификации которых и конструируется методика опроса.

УРОВНИ ОБЩЕСТВЕННОГО СОЗНАНИЯ И МЕТОД ОПРОСА. В русле сложившихся традиций статистических опросов исследователи часто разрабатывают вопросник, не учитывая различий между пониманием проблемы на уровне

научного, теоретического сознания и ее отражением в обыденном сознании широких масс населения. Эти два уровня отражения объективной реальности различаются между собой по глубине постижения демографических явлений и процессов, по своим целям и функциям, по языку и способам выражения.

Научное, теоретическое сознание ориентировано на постижение существенных, системных свойств объективной реальности, выполняет функции их описания, объяснения, предсказания, прогнозирования; имеет целью научное обоснование управленческих решений (в частности, активной демографической политики); использует логику научного познания и теоретический понятийный аппарат.

Для обыденного сознания сфера отражения объективной реальности (и, в частности, демографических процессов) ограничена повседневной житейской практикой, включая влияние таких социальных институтов, как образование и система средств массовой информации. Источником оценочных суждений и установок являются в первую очередь повторяющиеся житейские ситуации, практические действия, образ жизни, индивидуальный опыт и мнения ближайшего социального окружения. Результаты этого практического опыта фиксируются и передаются в виде советов, рецептов, поучений как готовые, «стандартные» решения различных житейских ситуаций. Для формирования и передачи житейского опыта и представлений используется бытовая повседневная речь.

Как показывают теоретические и эмпирические исследования, эти уровни сознания могут лишь частично пересекаться, причем объем, содержание, язык суждений об одних и тех же явлениях могут различаться в большей или меньшей степени [9, с. 181—197]. Например, экономисты и демографы могут анализировать и оценивать репродуктивное поведение в связи с проблемой трудовых ресурсов. Но означает ли это, что молодые семьи, формируя свои решения о будущем числе детей, также озабочены этой проблемой и включают ее в число необходимых и важных аргументов своих решений?

Общеизвестно, что авторы анкет, в том числе и демографы, избегают использовать в анкетах открытые вопросы, потому что они дают, как правило, большое число неответивших. Но ведь именно это обстоятельство и свидетельствует о реальном уровне информированности обыденного сознания по поводу изучаемой проблемы, о степени ее актуализации в общественном сознании. Сравнение ответов, полученных с помощью открытых и закрытых вопросов, показывает, что и язык, и содержание, и активность ответов существенно отличаются. Показатели информированности и активности отвечающих при закрытых формулировках не только увеличиваются во много раз, но

и фиксируют такие мнения, которых опрашиваемые не упоминают при открытой форме вопроса [11, с. 128—148].

Для изучения соотношений структур научного и обыденного сознания в опыте социологических исследований сложились и успешно используются методы свободного, группового и фокусированного интервью [15, с. 373—376]. В практике демографических опросов эти методы пока не нашли применения. Возможно, причиной здесь являются организационно-экономические и технические сложности, связанные с использованием методов. Они требуют увеличения времени для беседы с респондентом, поскольку вопросы формулируются в свободной форме и требуют больше времени на обдумывание и формулирование ответа. Необходимым условием является высокая квалификация интервьюеров, совершенная техника записи ответов (магнитофон или стенография). Затраты времени и средств на обработку данных также увеличиваются в связи с необходимостью расшифровки записей полученных ответов и их фиксации в виде письменного текста с последующим анализом их содержания (контент-анализа) [12, с. 116—156; 13, с. 144—151]. Однако дополнительные сложности и затраты компенсируются выполнением фундаментального условия успешности опроса. Исследователь получает необходимую информацию для «перевода» исследуемой проблемы с языка научного, теоретического анализа на язык повседневной житейской практики, в которой и формируется отражение этой проблемы в массовом сознании [14, с. 79—81].

Такой перевод необходим не только для того, чтобы обеспечить адекватное понимание респондентами смысла вопросов, но и для избежания возможного смещения структуры обыденного сознания как изучаемой объективной реальности в сторону исходных представлений автора опросного листа, сложившихся на уровне научного сознания.

АПРОБАЦИЯ МЕТОДИКИ ОПРОСА. Средством проверки информированности респондентов о предмете опроса и изучения их словарного запаса (тезауруса) является пилотажное (пробное) исследование. Например, при апробации вопроса, разработанного сотрудниками ЦНИЛТР Государственного комитета РСФСР по труду, проверялась полнота списка возможных ответов, включенных в закрытый вопрос о мотивах миграции¹. Процедура проверки состояла в следующем. Респондентов опрашивали методом стандартизированного интервью, т. е. интервьюер не мог добавлять вопросы, менять их

формулировки или последовательность по собственному усмотрению. В то же время ряд вопросов, которые в опросном листе формулировались как закрытые, задавались респонденту в открытой форме, т. е. интервьюер предлагал респонденту формулировку вопроса без перечня возможных вариантов ответов. Выслушав ответ респондента, интервьюер отмечал в тексте анкеты лишь те варианты заранее разработанных ответов, которые текстуально совпадали с ответами респондента. Все несовпадающие варианты ответов записывались дословно. Последующий анализ высказываний позволил обнаружить такие представления людей о мотивах миграции, которые были упущены при составлении анкеты.

Результатом такой проверки является не только уточнение деталей в формулировках или терминах, но и обнаружение новых, иногда весьма существенных содержательных аспектов в предмете исследования. Например, в рассматриваемой анкете предлагался важный для исследуемой проблемы вопрос о формах переселения. В закрытом варианте перечислялись такие формы, как: поступление на учебу в ПТУ, техникум, вуз; поступление на работу после окончания ПТУ, техникума, вуза; прибытие по комсомольской путевке или общественному призыву; переезд по оргнабору, по приглашению предприятия, по переводу, по окончании срока службы в Советской Армии, по окончании срока договора, и вариант — прибыл самостоятельно, не имея предварительной договоренности о трудоустройстве.

Когда этот вопрос задавался в открытой форме, то содержание свободных ответов респондентов показало, что самостоятельные переезды в подавляющем большинстве случаев готовятся долго и тщательно не только семейными людьми, которые опрашивались по месту жительства, но и одиночками, которые опрашивались в общежитиях. Обнаружилось, что решение о переезде принимается в семье после предварительного сбора информации об условиях жизни в предполагаемом месте переселения, после обсуждения различных вариантов и, наконец, после достижения договоренности на будущем месте жительства о возможностях трудоустройства. Предварительная информация получается «потенциальными мигрантами» через знакомых и родственников, переселившихся ранее, иногда один из членов семьи предварительно специально выезжает на место предполагаемого переселения. Таким образом, «кабинетный» вариант вопроса может оказаться «тесным» для реально существующей социальной ситуации.

В таких случаях полученные от респондентов свободные высказывания требуют от исследователя уточнения познавательной задачи вопроса. В зависимости от того, какие конкретные

¹ Пилотаж проводился в мае 1983 г. сотрудниками лаборатории при участии автора статьи на промышленных предприятиях и в общежитиях г. Воронежа, а также в двух селах Воронежской области.

данные планирует получить исследователь, можно оценить пригодность данной формулировки, ее работоспособность. В нашем примере возможны следующие варианты постановки познавательных задач и соответственно принятия методических решений о построении вопроса.

Вариант первый. Задача состоит в том, чтобы учесть прибывших самостоятельно в отличие от всех других форм переселения. Тогда продолжение формулировки («...не имея предварительной договоренности о трудоустройстве») — лишнее добавление, нарушающее логику вопроса, и его следует убрать. В противном случае те респонденты, которые прибыли самостоятельно, заранее договаривались о трудоустройстве, не найдут в списке ответов подходящего для себя варианта. При этой познавательной задаче обнаруживается еще одна ошибка: не предусмотрен вариант «другие формы переезда», означающий, что при самостоятельном заполнении анкеты респонденты, которым не подойдет ни один вариант из имеющихся в списке, либо отметят случайный вариант, либо вообще не ответят на вопрос. Результатом в любом случае будет смещение информации.

Вариант второй. Задача вопроса состоит в том, чтобы среди мигрантов, прибывших самостоятельно, учесть отдельно тех, кто прибыл без предварительной договоренности о трудоустройстве, и тех, кто такую договоренность имел до переезда. Тогда можно добавить в список ответов соответствующий вариант, хотя при таком решении логическая структура вопроса не улучшится. Дело в том, что предварительная договоренность о трудоустройстве — это частный случай самостоятельного переезда. Поэтому лучше в данном случае задать отдельный вопрос для тех, кто приехал самостоятельно, о наличии или отсутствии предварительной договоренности о трудоустройстве.

Вариант третий. На базе полученных ответов на открытые вопросы исследователь формулирует новый дополнительный блок познавательных задач, которым будет соответствовать в доработанном вопроснике новый блок вопросов. Например, могут быть поставлены задачи, связанные с получением данных о том, как складывается информационная база решения о переезде, каковы каналы поступления к потенциальному мигранту информации о новом месте жительства (родственники, знакомые, средства массовой информации — печать, радио, телевидение, реклама организованного набора и др.); влияние и значимость различных источников информации для принятия решения о переезде, в частности соотношение официальных и неофициальных источников; содержание информации о новом месте жительства, на какие аспекты новых усло-

вий жизни обращается внимание при передаче и восприятии информации. Этот круг вопросов позволяет расширить исходные представления исследователя о мотивационной сфере и информационной основе принятия решений о переездах.

Таким образом, в задачи пилотажного исследования входит не только обнаружение ошибок и «ремонт» конструкции вопросника. Эвристические возможности этого этапа исследовательской работы значительно шире: он позволяет уточнить исходную гипотетическую модель изучаемой реальности, устранить наиболее существенные пробелы в постановке проблемы и описании предмета исследования.

Методические исследования, посвященные проблемам качества данных, получаемых методом опроса, показывают, что в рамках этого метода каждый вопрос, задаваемый респонденту, может рассматриваться как отдельный измерительный инструмент, предназначенный либо для обнаружения изучаемой характеристики (переменной) и для ее регистрации, либо для измерения интенсивности ее проявления [8, с. 13—54; 20, с. 134; 16, с. 6—36; 21, с. 65—147]. Респондент в ситуации опроса выступает в роли оператора, работающего с данным инструментом. Следовательно, адекватность использования инструмента и качество измерения зависят от четкости и однозначности инструкции, которая предложена оператору-респонденту автором анкеты². В данном случае инструкция понимается не только как традиционный перечень указаний на правила заполнения анкеты, но и как логическая четкость формулировки каждого отдельного вопроса, предупреждающая возможность неоднозначного понимания смысла вопроса в целом или отдельных терминов, входящих в его состав.

ГРАНИЦЫ ИНТЕРПРЕТАЦИИ РЕЗУЛЬТАТОВ ОПРОСА. Не менее важной задачей при разработке вопроса как измерительного инструмента является обоснование его пригодности для измерения именно той переменной, для измерения которой он предназначен, а не какой-либо другой. Решение этой задачи представляет особые трудности при измерении характеристик сознания: оценок, мнений, планов поведения и т. п. Здесь можно выделить две большие группы проблем: трудности, связанные с уровнем информированности, с уровнем осознаваемости изучаемых явлений, и трудности, связанные с влиянием нормативных представлений об изучаемой сфере поведения и сознания. Это проблемы универсальные для любых направлений социологических исследований. Для изуче-

² В различных разновидностях опроса часть операторских функций берут на себя анкетеры и интервьюеры. Этот аспект опроса в данной статье не рассматривается.

ния демографических проблем они, на наш взгляд, не менее важны.

Специфика демографических проблем состоит в том, что они имеют глобальный характер не только на макроуровне (природа и население Земли, государств, регионов) [10, с. 121], но и на микроуровне (семья, личность). Например, принятие решения о рождении ребенка или о числе детей — это одновременно планирование образа жизни семьи и отдельных ее членов на длительный период. Содержание конкретного решения определяет стратегию жизнедеятельности семьи и индивида в таких важнейших сферах социальной практики, как труд и отдых, производство и потребление, культура и образование, бюджет времени и финансовый бюджет, социальная активность и социальные перемещения. Очевидно, что методом опроса можно получить информацию лишь о тех факторах репродуктивного поведения, которые, во-первых, осознаются людьми и, во-вторых, получают вербальное выражение в формулировках ответов.

Одним из важнейших предварительных условий применения метода опроса вообще и каждого отдельного вопроса в частности является наличие информации о том, каков уровень информированности общественного мнения по предмету опроса, какая часть изучаемых проблем находит в той или иной форме отражение в структуре общественного мнения, а какая часть на момент исследования находится за пределами его информированности и компетентности [6, с. 100, 163]. Без такой информации часто оказывается затруднительной интерпретация ответов.

Попытки проникновения методов опроса в сферу сознания, связанную с анализом и оценкой мотивов демографического поведения, часто вызывают затруднения респондентов при формировании ответов и смещение их достоверности, вызванное защитными психологическими механизмами. Типичным примером может служить ответ одной из опрашиваемых на открытый вопрос о мотивах переезда во время упоминавшегося пилотажа в Воронеже. После некоторого размышления респондентка (врач, старше 50 лет) ответила так: «Как вам сказать... Чтобы все причины объяснить, я должна рассказать всю свою жизнь. Это же судьба. Уезжала на Камчатку два раза, возвращалась, теперь совсем вернулась на родину. Ну, давайте напишем: состояние здоровья — такая причина тоже была».

Решения людей, связанные с выбором того или иного вида демографического поведения, имеют для их жизни важное значение. Естественно, что решения формируются под влиянием множества факторов, хотя осознаются факторы с различной степенью четкости, а некоторые из них могут вообще не осоз-

знаваться. Поэтому при изучении факторов демографического поведения необходима предварительная информация об осведомленности людей о предмете опроса и о том, как он отражается в обыденном сознании. Открытые вопросы и тесты на информированность являются необходимым инструментом для определения границ интерпретации ответов на закрытые вопросы.

В связи с использованием метода опроса в изучении демографических процессов можно выделить три направления его адаптации и развития. Во-первых, освоение демографией общих методических принципов использования этого метода, сложившихся в социологии и носящих универсальный характер. Во-вторых, выявление специфики использования опроса применительно к исследовательской ситуации и задачам демографии. В-третьих, анализ взаимосвязей и сочетание познавательных возможностей метода опроса в комплексе методов демографии и социологии.

ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ПРОЦЕССЫ В ПРОШЛОМ: МЕТОДЫ ПОЛУЧЕНИЯ И ОБРАБОТКИ ИНФОРМАЦИИ

Значение прошлого развития народонаселения крайне важно для прогнозирования аналогичных процессов в будущем, поэтому интерес к изучению демографических процессов в прошлом огромен (см.: [6, с. 199–265]).

Особенно важно изучать демографические процессы за длительные периоды — несколько веков. Такие долговременные тренды имеют огромное познавательное и практическое значение.

Сохранившиеся источники, дающие информацию о народонаселении прошлого, разнообразны и составлены в большинстве случаев не для тех целей, которые представляют интерес сейчас. Как известно, в большинстве стран Европы и во многих странах других частей света только в XIX в. была введена система учета населения и его естественного движения, подобная современной. Поэтому методы обработки источников прошлых веков (частично и некоторых источников даже XX в.) имеют цель привести содержащуюся в них информацию в такой вид, который соответствует или близок современной системе.

Можно выделить следующие комплексы источников по истории народонаселения: А. Длинные (долговременные) серии церковных метрических записей, длинные серии метрических записей и материалы периодических ревизий (или ежегодные списки населения); материалы периодических (включая ежегодные) ревизий; Б. Отдельные списки населения и материалы частичных ревизий, отдельные письменные данные о народонаселении, косвенные источники (включая и вещественные), косвенные и вещественные источники (см.: [18; 2, с. 3–106; 1, с. 18–58]).

После обработки в наибольшей мере отвечают требованиям методики современного демографического анализа источники первого комплекса (А). Их основа — длинные серии метрических записей. Первые такие записи появились в Западной Европе в XVI в. В XVI в. ведение метрик распространяется в Англии, Германии, Франции, Италии, Испании; в XVII в. — в Скандинавских странах, Польше, Венгрии и Прибалтике; в XVIII в. — в России. Однако длинные серии метрических

записей без временных прерываний появились позже, например, во Франции в основном во второй половине XVII в. Церковные записи были заменены гражданскими актами в XIX–XX вв.

В метрических записях фиксировались крещения, похороны и венчания, благодаря чему по форме они более или менее соответствуют современным актам регистрации естественного движения населения.

В XV в. стали составлять первые подробные списки населения крупных областей, например кадастр Флоренции (1427 г.). Постепенно число таких переписей и ревизий (большинство из них частичные) увеличивалось. В XVIII в. складывалась традиция периодических ревизий или переписей (1703 г. — в Исландии первая перепись населения; 1748 г. — в Швеции табельверкет; 1719 г. — в России ревизии душ и т. д.; в неевропейских странах важно отметить систему ежегодных переписей в Японии — с 1671 г. шумон араатаме чо; 1790 г. — в США переписи населения). В XIX в. переписи населения стали периодически проводиться в большинстве стран Европы.

Данными метрических записей уже давно пользовались для агрегированного анализа, т. е. для определения числа родившихся (крещений), смертных случаев (похорон), заключенных браков по годам и их колебаний по месяцам (изучение сезонности). Если численность населения тоже была известна, то вычисляли коэффициенты рождаемости, смертности и брачности.

Материалы ревизий и переписей XVIII в. (и более ранних) были также неоднократно использованы исследователями для определения численности и структуры населения (см.: [5]).

Начиная с 50-х годов XX в. был выработан ряд методов и приемов, позволяющих эффективно использовать источники прошлого и ввести в научный оборот огромное количество материалов XVI–XIX вв., извлекая содержащуюся в них неясную информацию.

Первым крупным достижением в этой области стала разработка и внедрение метода восстановления истории семей (ВИС), или реконституции семей (reconstitution des familles; family reconstitution).

Метод ВИС, который отдельными исследователями sporadически применялся и ранее [19], был тщательно разработан и широко внедрен в практику Л. Анри [12; 13; 4, с. 37–66]. Он получил применение во Франции и в других странах. ВИС состоит в систематизации метрических записей крещений, похорон и венчаний по семьям. Он обычно проводится по метрическим записям одного прихода за 80–300 лет. Провести его можно успешно только в том случае, если записи непрерывны и небольшая недорегистрация рождений, смертных случаев

и заключений браков, которая довольно точно устанавливается с помощью других записей (например, нет записей рождений детей, умерших вскоре после рождения, но они записаны в списке похороненных).

При ручной обработке систематизированные по семьям записи переписывают на семейные бланки. Так как массив (или массивы) семейных бланков (МСБ) является впоследствии основой дальнейших операций, то следует их вкратце описать.

Каждый бланк составляется на один брак. Семейный бланк отражает следующие сведения (части из них на некоторых бланках может не быть): номер бланка, фамилия (или прозвище) главы семьи, имя мужа, имя и фамилия (прозвище) жены до вступления в данный брак, дата и место заключения брака, местожительство мужа и жены до вступления в брак, места их рождения, местожительство семьи во время брака, занятия (или сословие, профессия и т. д.) мужа и жены до вступления в брак и во время брака. Приведены даты рождения (или крещения, если дата рождения неизвестна) и смерти (или похорон) мужа и жены. Если один из супругов после смерти партнера вступил в новый брак, то этот факт также отмечается на бланке (дата заключения нового брака, имя нового партнера, номер нового бланка). На бланке записывают и дату окончания брака (смерть одного из супругов или дата развода — в прошлых веках последняя причина окончания брака появляется лишь в виде исключения).

Затем следуют сведения о детях: их имена, даты рождения и смерти или вступления в брак (в этом случае дается имя партнера и номер нового бланка). Кроме того, на бланке есть рубрики для многих величин, которые вычисляются по приведенным на бланке датам: продолжительность брака, возраст мужа и жены при вступлении в брак и когда умирают, для жены (матери) — промежутки между рождениями детей (в месяцах), возраст при рождении детей. Данные о детях группируются и по возрастной группе матери (сколько прожито лет и сколько родилось детей), и по числу и полу рожденных детей за время брака. Для детей вычисляют возраст при смерти или при вступлении в брак. Таким образом, на семейных бланках сосредоточены данные, характеризующие демографические облики семей.

Бланки обыкновенно подразделяются на два массива: 1) дата заключения брака известна (массив *M*); 2) дата заключения брака неизвестна (массив *E*). В последующей обработке пользуются МСБ одного или нескольких приходов.

Одновременно или до проведения ВИС проводится так называемый агрегированный анализ метрических записей.

В 60-х годах нашего века в Англии, в Кембридже, предметом интенсивного изучения стали домохозяйства и структура домохозяйств [22, с. 31—44; 3, с. 132—157]. В этом изучении много формальных моментов, тем не менее сейчас оно играет большую роль в исторической демографии. Домохозяйства долго соединяли в себе как производственную деятельность, так и воспроизводство населения и воспитание подрастающего поколения. Место людей в домохозяйстве играло подчас значительную роль и в их демографическом поведении (например, первый сын женился в более молодом возрасте, чем следующие сыновья). Домохозяйства служили связующим звеном между производством и воспроизводством населения.

Домохозяйства классифицируются, согласно П. Ласлетту, по типам, исходя из их состава, следующим образом: 1) одинокие; 2) без семейной структуры; 3) простые семейные (одна семья); 4) расширенные семейные (семья и отдельные родственники); 5) сложные семейные (состоящие из двух или нескольких семей); 6) с неопределенной структурой. Кроме главы домохозяйства (хозяина) и его родственников к домохозяйству могла принадлежать еще и прислуга (или батраки), иногда со своими семьями. Как видно, классификация домохозяйств основана не только на родстве.

Наряду с классификацией П. Ласлеттом была предложена система наглядного графического изображения жителей домохозяйств и их родственных связей. В дальнейшем систему изучения изменений в домохозяйстве, включая изменение ролей его членов, предложили Р. Сидер и М. Миттерауэр [27, с. 309—345]. Ими выработана и система графического изображения изменяющихся домохозяйств.

Для изучения структуры домохозяйств пользуются так называемыми поименными списками, в которых население подразделено на домохозяйствам.

Кроме этих методов, специально созданных для обработки источников по истории населения, в исторической демографии широко применяются общедемографические модели, особенно модель стабильного населения (см., например, [8, с. 53]). Очень большую роль в исследовании истории народонаселения играют модельные таблицы дожития [9]. То же можно сказать и о других приемах, созданных для восстановления недостающих данных по неполной информации о населении [30]. В последнее время создана новая методика восстановления демографических показателей для более отдаленных отрезков времени, исходя из известной информации, — так называемая обратная проекция (back projection [24, с. 495—512; 31, с. 715—738]). Метод имеет много общих черт с методами прогнозирования демографических процессов.

По методике в области изучения прошлого народонаселения появилось много пособий. Кроме уже отмеченных наиболее значительны следующие: [11; 14; 16; 17; 20; 23; 25]. Большинство из них дают элементарное введение в методику, но есть и серьезные руководства с подробным описанием методики (например, написанные Л. Анри).

В руках исследователя в настоящее время богатый набор методических средств для извлечения данных из имеющихся источников. Какие из них и как применять, зависит в основном от документов, находящихся в распоряжении исследователя. Поэтому целесообразно вкратце рассмотреть возможные здесь ситуации.

Главным источником данных могут быть либо метрические книги или поименные списки (ревизские сказки, переписные листы и т. д.) населения, либо и метрические записи, и поименные списки.

Рассмотрим более подробно те случаи, когда метрические книги играют доминирующую роль. Здесь можно различить три варианта: 1) кроме метрических записей, нет других подробных источников по истории народонаселения; 2) кроме метрических книг есть списки населения; 3) кроме метрических записей — списки дворов (имя хозяина и цифровые данные о количестве жителей двора). Конечно, возможны сочетания этих вариантов (например, первые 100 лет — вариант 1, затем 80 лет — вариант 3 и 70 лет — вариант 2).

Автор опирается при описании вариантов в основном на источники Эстонии (XVII—XIX вв.).

Первый вариант распадается еще на два подварианта: а) миграция населения между приходами интенсивная; б) миграция слабая.

Если миграция интенсивная (что проявляется в появлении значительного количества новых семей в изучаемом приходе, или в «исчезновении» многих семей из прихода, или же в обоих этих явлениях), то возможности применения массива семейных бланков для демографических вычислений по сравнению с другими вариантами наименьшие. Тем не менее и в этом случае можно вычислить многие демографические показатели. К ним относятся показатели агрегированного анализа (годовые и сезонные колебания количества рождений и зачатий, смертных случаев и браков, доля внебрачных детей и т. д.).

Наличие массива семейных бланков создает благоприятные условия для изучения демографического поведения населения по когортам. При обработке семейных бланков могут быть выделены соответствующие семьи (например, супружеские пары, вступившие в брак в 1750—1774 гг.) или лица (например, родившие в 1725—1749 гг.). Это позволяет изучать возрастную

брачную рождаемость, возраст вступления в брак и составлять таблицы смертности для детей до 15-летнего возраста. Но если миграция сильна, то изучаемые совокупности (число семейных бланков с полными данными) обыкновенно небольшие и результаты следует интерпретировать как вероятные. Для повышения надежности результатов следует изучать метрические записи нескольких приходов данного региона.

Если миграция слаба (вариант б), то возможности, открываемые ВИС, значительно расширяются. Во-первых, число привлекаемых к изучению семейных бланков гораздо выше, чем при варианте а. Поэтому результаты более надежны. Кроме того, при варианте б обыкновенно целесообразно составить метрический список (МС) или метрические списки. МС — перечень людей, которые, судя по семейным бланкам, жили в приходе на какую-то дату (например, 1 января 1750 г.). МС иногда составляется в виде перечня населения по семьям с необходимыми сведениями (пол, возраст, отношение к главе семьи — например, жена, сын, дочь и т. д.), фиксируются также соответствующие итоговые данные (например, численность населения по полу и возрастным группам). Составление МС — это как бы проведение воображаемой переписи населения на эту дату. Рекомендуется составлять МС не ранее чем за 35—50 лет от начала непрерывной серии метрических записей. МС, конечно, менее точен, чем перепись населения; его точность во многом зависит от интенсивности миграции — чем миграция слабее, тем МС точнее.

Пользуясь МС, можно получить приблизительное представление о численности населения, его половой и возрастной структуре, о его семейном состоянии, о составе семей на дату (или даты) МС. Появляется возможность сочетать показатели, полученные по когортам, с показателями на известные даты или за известные промежутки времени. Так, кроме описанных при варианте а возможностей, пользуясь МС, получают данные о численности населения, его половой и возрастной структуре. Сочетая данные МС с данными агрегированного анализа и данными ВИС, можно вычислить общие коэффициенты рождаемости, смертности и брачности, составить таблицы смертности и т. п. Но при этом следует иметь в виду, что МС дает лишь приблизительную оценку численности и структуры населения, и поэтому цифры, полученные при применении МС, также приблизительные (оценочные).

При втором варианте наряду с метрическими записями и образованными на их основе МСБ исследователь располагает еще одним или несколькими списками населения. В этих списках кроме имени лиц указан по меньшей мере их возраст, но могут быть еще и другие сведения. Типы этих

списков различны: переписные листы, ревизские сказки, персональные книги (*status animarum*), списки табельверкет и т. д.

В качестве примеров рассмотрим два случая: кроме метрических записей используются: 1) непрерывный список населения; 2) периодически (с перерывами) составленные списки населения.

Пусть в первом случае будут использованы метрические записи, МСБ и персональные книги. Персональные книги составлялись пасторами. В них записывались все жители прихода по домохозяйствам и семьям. Фиксировались их имена, год рождения, отношение к главе домохозяйства и семьи, профессия или социальное положение, грамотность; для взрослых ежегодные причащения, год смерти (отмечался крестом) и в примечаниях — факты переселения (перешел или перешла на другой крестьянский двор, в другой приход, в город и т. п.).

Сочетая персональные книги и МС, можно найти на любую дату (в промежутке времени, на который они записаны) численность, возрастную и социальную структуру населения, выяснить структуру населения домохозяйств и семей. Довольно хорошо отражают персональные книги и миграцию населения. Конечно, отдельные изъяны будут по некоторым вопросам и при использовании обоих этих источников (у некоторых лиц нет данных о возрасте или социальном положении, в некоторых случаях неясно время перехода в другое место жительства и т. п.), но число этих случаев, как правило, небольшое (обыкновенно не превышает 1–2%).

Метрические записи, МС и персональные книги в совокупности дают возможность изучения почти всех основных демографических процессов и вычисления почти всех важных демографических показателей. В частности, можно выяснить численность населения, половую, возрастную, социальную структуру населения, семейное состояние населения, иногда национальный состав, а также их динамику. Можно вычислить коэффициенты рождаемости, смертности, брачности, составить таблицы смертности, брачности, выяснить возрастную рождаемость, возраст вступления в первый брак и т. п. Очень важно то, что изучению поддаются и миграция и ее ход по годам.

При этом все показатели или некоторые из них можно вычислить по отдельным группам населения (например, по социальным или этническим). В последнем случае многое зависит от численности представителей этих групп: если их слишком мало, то выводы о демографическом поведении следует делать очень осторожно. То же самое можно сказать, если члены таких групп очень подвижны или если они по традиции регистрируют разные семейные события в разных церквях (например, детей крестят в церкви в сельской местности, а венчаются в го-

роде). Для преодоления названных трудностей целесообразно пользоваться материалами нескольких приходов.

Важное преимущество параллельной работы с семейными бланками, МС и персональными книгами — возможность сочетать метод когорт с вычислениями на определенную дату или за определенные промежутки времени. Иногда целесообразно выделить очень ограниченные совокупности — например, членов семей дворохозяев по очередности их рождения (первый сын, первая дочь; второй сын и вторая дочь и т. д.) или же небольшие промежутки времени, например месяцы (или даже дни) свирепствования чумы и т. д.

Второй вариант опирается на ревизские сказки и метрические записи, МС, МСБ. Возможности этого варианта приближаются к первому, за исключением детального изучения миграции. Процессы миграции устанавливаются по второму варианту лишь приблизительно, суммарно за период между двумя ревизиями.

Третий вариант более сложный. По этому варианту основным источником являются метрические записи и созданные на их основе МСБ и МС. Вспомогательным источником служат спецификации земельных ревизий, в которых по именам приведены только главы домохозяйства (хозяев) и, кроме того, дано число остальных жителей по рубрикам: трудоспособные мужчины, трудоспособные женщины, старики и хворые — мужчины и женщины, дети — мальчики и девочки. В этом случае в качестве вспомогательной операции проводится идентификация лиц, живущих в домохозяйстве. Для этого члены семьи дворохозяина по МС сопоставляются с цифровыми данными по ревизии. Если они совпадают, то очень вероятно, что во дворе жила одна семья — семья дворохозяина. Если людей в домохозяйстве больше, чем членов семьи дворохозяина, то семьи родственников дворохозяина или его отдельные родственники (братья, сестры и т. д.) сопоставляются с числом жителей дворохозяйства за вычетом семьи дворохозяина, затем и всего прихода. Способ дает наилучший эффект, если число домохозяйств, состоящих только из семьи дворохозяина, высокое и если число батраков невелико.

Благодаря применению метода ВИС огромные залежи метрических записей были введены в научный оборот. Несмотря на то что ВИС очень трудоемкая операция, в настоящее время во Франции обработаны этим способом метрики более 400 приходов, в Англии — 15 приходов; в других европейских странах и в США обработаны метрики отдельных приходов.

Для историко-демографических исследований ученые с успехом пользуются и материалами периодических ревизий населения как в сочетаниях с метрическими записями, так и без них.

Использование материалов ревизии и метрических записей без проведения ВИС (причинами отказа от ВИС могут служить, например, слишком короткий период охвата записями, изъяны в них, трудоемкость ВИС и т. д.) дает хорошие результаты по многим демографическим показателям, но проведение наблюдений по когортам при этом часто затруднено или вообще невозможно.

Периодические ревизии дают возможность изучить численность, половую и возрастную структуру населения, очень часто и его социальную структуру. Обыкновенно можно установить также и семейное состояние. Естественное движение населения хуже поддается изучению. Приблизительное представление о нем можно получить путем изучения возрастной структуры населения, особенно изменений ее между разными ревизиями. Этот способ особенно надежен, если удастся выделить постоянное население данного прихода и тем самым элиминировать влияние миграции. При интерпретации получаемых результатов большую услугу могут оказать сведения о событиях в приходе (неурожаях, эпидемиях, урожайных годах и т. д.). Периодические ревизии позволяют выделить и такие косвенные показатели естественного движения населения, как изменение среднего возраста населения.

Использование метрических записей, ВИС, МБС, МС и материалов периодических ревизий приближает возможности изучения демографической истории к тем требованиям, которые предъявляются к исходной информации в демографии XX в. Своеобразие источников и методики их обработки (большая трудоемкость ВИС и МС) обусловили то, что число изученных приходов сравнительно невелико, исследования и их результаты имеют выборочный характер. Многие возможности из-за малого объема материала не использованы или использованы частично (например, различия в демографическом поведении разных социальных слоев). По мере накопления материала эти затруднения устраняются. Особенностью исторических исследований является то, что метод когорт как бы естественно становится одним из их основных приемов.

До сих пор речь шла о периоде со сравнительно хорошо сохранившимися источниками (например, в Восточной Европе XVIII—XIX вв., в Центральной и Западной Европе XVII—XIX вв., в Англии XVI—XIX вв.). Методом обратной проекции можно получить приближенное представление о некоторых демографических процессах за 70—100 лет до того, как сохранились массы метрических записей. В наше время растет интерес к изучению истории народонаселения XVI—XVII вв., а также более отдаленных периодов. Привлекаются новые источники (похоронные проповеди и др.), и вырабатывается методика

использования частичных (отрывочных) материалов [21, с. 13—157].

Источники по истории народонаселения до появления метрических записей и периодических ревизий народонаселения значительно более скудны. Есть сведения, что переписи населения проводились еще в древнем мире, но их результаты сохранились только отрывочно. Для средневековья характерны ревизии домохозяйств («очагов», «дымов») — самый ранний общегосударственный из них — «Domesday Book» (Книга страшного суда) 1086 г. в Англии. Кроме этого пользуются данными о численности населения отдельных городов, племен, имений, надгробными надписями, генеалогическими таблицами, численностью войск и т. п. С ними сочетают косвенные сведения (оценка вероятных урожаев; количества продовольствия для снабжения городов и т. п.). Большую роль играют вещественные источники: остатки поселений и городов, древние кладбища с захороненными, определение площадей под полями по разным методам и т. п. Вещественные источники являются единственными для определения численности и структуры населения первобытного общества. Но и в изучении истории народонаселения древнего мира и раннего средневековья они играют заметную роль.

Хотя источники, которые могут быть использованы для изучения истории народонаселения тех времен, довольно скудны, все же, используя их и теоретические соображения, можно получить некоторое представление о демографических процессах. Приемы и методика использования вещественных источников при изучении истории народонаселения описывается палеодемографией [28, с. 134—201; 15].

Комбинируя свидетельства вещественных источников с отрывочными и косвенными сведениями, принимая во внимание общеисторические события (войны, эпидемии; эпохи экономического подъема и упадка и т. п.), исследователи добились значительных результатов в деле определения численности населения в древнем мире и в раннем средневековье [7; 26; 10, с. 161—185; 29]. Благодаря применению разных методов и использованию аналогий и демографическими моделями удалось в общих чертах приблизительно определить главные этапы развития народонаселения до XVI в.

* * *

В настоящее время историческая демография располагает богатым арсеналом методов для получения и обработки информации по народонаселению прошлых времен. Сейчас по многим странам введены в оборот основные демографические

показатели уже начиная со второй половины XVII в. (по Англии — с середины XVI в.). В то же время во многих странах, особенно в Африке, Южной и Юго-Восточной Азии, в области изучения истории народонаселения сделаны лишь первые шаги.

Уже теперь ясно, что массивы (банки) данных по истории населения за длительные периоды (100—300 и более лет) являются ценным сравнительным и подсобным материалом при изучении долговременных трендов в области экономической и социальной истории, истории культуры, исторической этнографии, генеалогии, а иногда и в области политической истории. Как правило, массивы данных по истории народонаселения хорошо связываются с массивами данных по экономической и социальной истории, а также истории культуры и т. п. Благодаря этому комплексное изучение демографической истории прошлого в сочетании с другими областями исторического исследования имеет все более важное значение для сегодняшнего дня.

ЧАСТЬ 2. МЕТОДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОГО АНАЛИЗА И ПРОГНОЗА

А. Г. Вишневский

МЕТОДЫ КОЛИЧЕСТВЕННОГО АНАЛИЗА РОЖДАЕМОСТИ

Современные методы количественного анализа рождаемости — результат длительного развития понятийного аппарата и измерительных процедур демографической статистики. Их совершенствование продолжается. И сегодня систематическое сопоставление методов количественного анализа рождаемости наталкивается на ряд нерешенных вопросов, на терминологические трудности и пр. Полезно поэтому попытаться обобщить и упорядочить уже известное и общепризнанное и выявить те методические проблемы, на которых следовало бы сосредоточить внимание исследователей.

СВОДКА ОСНОВНЫХ ИЗМЕРИТЕЛЕЙ РОЖДАЕМОСТИ. Исходными данными для количественного анализа рождаемости всегда служат, с одной стороны, абсолютные числа родившихся, с другой — абсолютные численности групп населения, с которыми эти числа соотносятся. На базе названных исходных величин развертывается вся система показателей, используемых при анализе рождаемости.

Приведем сводку основных показателей и их обозначений (табл. 1). Объем статьи не позволяет подробно остановиться на каждом показателе. Мы рассмотрим наиболее важные и наименее освещенные в нашей литературе.

ПОПЕРЕЧНЫЙ И ПРОДОЛЬНЫЙ АНАЛИЗ. В зависимости от используемой исходной информации, способов ее обработки и интерпретации различают поперечный и продольный анализ рождаемости.

При поперечном анализе (синонимы: анализ методом условного, гипотетического или фиктивного поколения) в качестве исходных берутся числа и численности, относящиеся к моменту (году, другому периоду) наблюдения. В терминах демографической сетки это совокупности родившихся III рода и совокупности живущих II рода (современники). Понятно, что люди разных возрастов, живущие одновременно, относятся к разным поколениям. Однако при поперечном анализе харак-

Таблица 1

Основные обозначения и измерители рождаемости

Наименование показателя	Символ и формула	
	для всего населения	для j-го интервала возраста или продолжительности состояния ¹
1	2	3
Число родившихся	B	B_j
Число родившихся в браке	B^M	B_j^M
Число родившихся вне брака	B^U	B_j^U
Число родившихся j-й очередности	B^j	B_j^j
Численность населения	P	P_i
Численность женщин	W	W_i
Доля женщин в населении	$w = \frac{W}{P}$ (1)	$w_i = \frac{W_i}{P}$ (2)
Численность замужних женщин	M	M_i
Доля замужних женщин в населении	$m = \frac{M}{P}$ (3)	$m_i = \frac{M_i}{P}$ (4)
Численность незамужних женщин	U	U_i
Доля незамужних женщин в населении	$u = \frac{U}{P}$ (5)	$u_i = \frac{U_i}{P}$ (6)
Общий коэффициент рождаемости	$b = \frac{B}{P}$ (7)	—
Общий коэффициент брачной рождаемости	$b^M = \frac{B^M}{P}$ (8)	—
Общий коэффициент внебрачной рождаемости	$b^U = \frac{B^U}{P}$ (9)	—
Специальный коэффициент рождаемости	$\beta = \frac{B}{W_{15-49}}$ (10)	—
Специальный коэффициент брачной рождаемости	$\beta^M = \frac{B^M}{W_{15-49}}$ (11)	—
Специальный коэффициент внебрачной рождаемости	$\beta^U = \frac{B^U}{W_{15-49}}$ (12)	—

¹ Здесь и далее имеется в виду продолжительность пребывания в том или ином демографическом состоянии, например, в браке, разводе и т. п.

Продолжение табл. 1

1	2	3
Прямая стандартизация:		
Стандартизованный общий коэффициент рождаемости (символом st отмечены показатели, принятые за стандарт)	$\tilde{b} = \frac{\sum W_i^st f_i}{P^{st}}$ (13)	—
	$\tilde{b} = \sum_i w_i^st f_i$ (14)	—
Косвенная стандартизация:		
	$\tilde{b} = \frac{B}{\sum W_i F_i} b^{st}$ (15)	—
	$\tilde{b} = \frac{b}{\sum w_i F_i} b^{st}$ (16)	—
Интервальный коэффициент рождаемости (приведенное число рождений)	—	$f_i = \frac{B_i}{W_i}$ (17)
То же в населении, принятом за стандарт	—	$F_i = \frac{B_i^{st}}{W_i^{st}}$ (18)
Интервальный коэффициент рождаемости (приведенное число рождений) j-й очередности	—	$f_i^j = \frac{B_i^j}{W_i}$ (19)
Сумма приведенных рождений	$s = \sum_{i=i_0}^{i_{max}} f_i$ (20)	$s_i = \sum_{i=i_0}^{i-1} f_i$ (21)
То же для рождений j-й очередности	$s^j = \sum_{i=i_0}^{i_{max}} f_i^j$ (22)	$s_i^j = \sum_{i=i_0}^{i-1} f_i^j$ (23)
Приведенное число женщин, родивших j детей	$W^j = s^j - s^{j+1}$ (24)	$W_i^j = s_i^j - s_i^{j+1}$ (25)
Вероятность рождения (j+1)-й очередности	$a^j = \frac{s^{j+1}}{s^j}$ (26)	$a_i^j = \frac{s_i^{j+1}}{s_i^j}$ (27)
Длина интервала между j-м и (j-1)-м рождениями	—	—
Средняя длина интервала между j-м	—	—

1	2	3
и (j-1)-м рождениями	$\bar{p}^j = \frac{\sum_{l=0}^n B^l l}{B^j} \quad (28)$	—
	$\bar{p}^j = \frac{\sum_{k=j}^m \bar{p}^k W^k}{\sum_{k=j}^m W^k} \quad (29)$	—
Приведенное число j-х рождений, происшедших через l лет после (j-1)-го рождения	$\theta_l^j = \frac{B_l^j}{B^{j-1}} \quad (30)$	—
Распределение q^j по l	$\alpha_l^{j+1} = \frac{\theta_l^{j+1}}{q^j} \quad (31)$	—
Средний возраст или средняя продолжительность демографического состояния матери при рождении ребенка	$\bar{i} = \frac{\sum (i+0,5)_1 f_i}{\sum_1 f_i} = \frac{\sum (i+2,5)_5 f_i}{\sum_5 f_i} \quad (32)$	—
	$\bar{j} = \frac{\sum (i+0,5)_1 f_i^j}{\sum_1 f_i^j} = \frac{\sum (i+2,5)_5 f_i^j}{\sum_5 f_i^j} \quad (33)$	—
Модальный возраст или модальная продолжительность демографического состояния матери при рождении ребенка	\hat{i}, \hat{j}	—
Индекс общей рождаемости	$I_r = \frac{B}{\sum W_i F_i} \quad (34)$	—
Индекс брачной рождаемости	$I_g = \frac{\sum B^M}{\sum M_i F_i} \quad (35)$	—
Индекс внебрачной рождаемости	$I_h = \frac{\sum B^U}{\sum U_i F_i} \quad (36)$	—

Модальный возраст или модальная продолжительность демографического состояния матери при рождении ребенка
 Медианный возраст или медианная продолжительность демографического состояния матери при рождении ребенка
 Индекс общей рождаемости
 Индекс брачной рождаемости
 Индекс внебрачной рождаемости

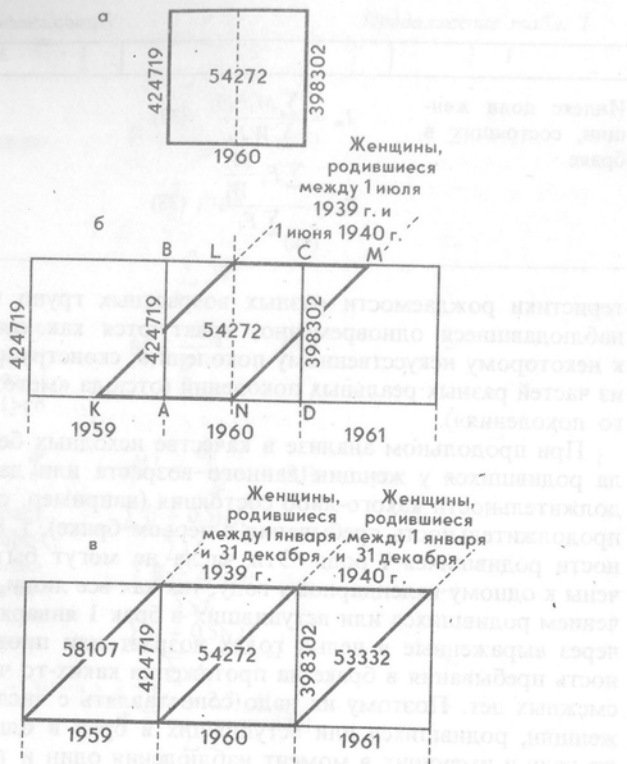
1	2	3
Индекс доли женщин, состоящих в браке	$I_m = \frac{\sum M_i F_i}{\sum W_i F_i} \quad (37)$	—
	$I'_m = \frac{\sum F_i \frac{M_i}{W_i}}{\sum F_i} \quad (38)$	—

теристики рождаемости разных возрастных групп населения, наблюдавшиеся одновременно, трактуются как относящиеся к некоторому искусственному поколению, сконструированному из частей разных реальных поколений (отсюда «метод условного поколения»).

При продольном анализе в качестве исходных берутся числа родившихся у женщин данного возраста или данной продолжительности какого-либо состояния (например, одинаковая продолжительность пребывания в первом браке), т. е. совокупности родившихся I рода. Эти числа не могут быть приурочены к одному календарному году, так как все люди, за исключением родившихся или вступивших в брак 1 января, проходят через выраженные в целых годах возраст или продолжительность пребывания в браке на протяжении каких-то частей двух смежных лет. Поэтому их надо сопоставлять с численностями женщин, родившихся или вступивших в брак в одном и том же году и имеющих в момент наблюдения один и тот же возраст (совокупности живущих I рода, ровесницы) или одну и ту же длительность пребывания в браке.

Поперечный и продольный анализ предъявляют различные требования к информационной базе. В случае поперечного анализа эти требования очень просты. В то время как рождаемость реального поколения оценивается по данным за 30—35 лет, рождаемость для гипотетического поколения может быть оценена по данным одного года. В этом главная причина того, что именно поперечный анализ на протяжении длительного времени был и остается сейчас основным или во всяком случае преобладающим методом количественного изучения рождаемости. Существуют, впрочем, и другие соображения, ограничивающие применение продольного анализа [21, с. 21].

Поперечный анализ опирается на стандартные данные текущего статистического учета, как правило приспособленные именно для такого анализа (числа родившихся и численности женщин, фиксируемые в момент наблюдения). Данные же для продольного анализа часто получают методом ретроспективного наблюдения — путем опроса женщин, живущих в момент



Соотношение показателей рождаемости условного и реального поколений

наблюдения, о числе рожденных ими детей и о возрасте, в котором они рожали каждого ребенка. Такой опрос может быть сплошным — обычно при переписи населения — или выборочным.

Следует, однако, отметить, что данные текущего статистического учета, даже и не предназначенные для продольного анализа, также можно использовать в целях такого анализа. Существуют разные приемы перехода от «поперечных» к «продольным» данным о рождаемости.

Обратимся к условному примеру (см. рис. 1). На фрагменте демографической сетки (рис. а) приведена численность женщин в возрасте от 20 до 21 года на 1 января 1960 и 1961 гг., а также число родившихся у женщин этого возраста на протяжении 1960 г. Эти данные позволяют рассчитать соответствующий коэффициент рождаемости для условного поколения 1960 г.:

$$f_{20} = \frac{54272}{0,5(424719 + 398302)} = 131,9\text{‰}.$$

Чтобы перейти к аналогичному коэффициенту для реального поколения, надо сделать некоторые дополнительные допущения. Можно, в частности, не рискуя сильно ошибиться, пренебречь некоторым неравенством чисел рождений в пределах равных по площади фигур $ABCD$ и $KLMN$ (рис. б), приняв, что для параллелограмма $KLMN$ число родившихся 54272. Среднегодовая численность женщин здесь та же, что и в предыдущем случае: $0,5(424719 + 398302)$. Следовательно, полученный коэффициент рождаемости 20-летних женщин для условного поколения 1960 г. можно интерпретировать как коэффициент рождаемости 20-летних в реальном поколении женщин, родившихся между 1 июля 1939 г. и 30 июня 1940 г.

Если же мы захотим найти соответствующие коэффициенты для поколений, родившихся в календарные годы, т. е. между 1 января и 31 декабря 1939 г., 1940 г. и т. д., то, при допущении равномерности распределения рождений на протяжении года, надо несколько изменить методику расчета (рис. в). В этом случае

$${}_{1939}f_{20} = \frac{0,5(58107 + 54272)}{424719} = 132,3\text{‰};$$

$${}_{1940}f_{20} = \frac{0,5(54272 + 53332)}{398302} = 135,1\text{‰}.$$

Поперечный и продольный анализы не следует рассматривать как взаимоисключающие методы исследования рождаемости. Помимо того что поперечный анализ опирается на более доступную информацию, важно и то, что он позволяет судить об особенностях процесса прокреации в момент (период) наблюдения, связывать их с какими-то событиями, существенными именно для данного момента или периода. Этот вид анализа, конечно, сохранит свое значение и в будущем. Но в последнее время демографы все глубже осознают ограниченность возможностей поперечного анализа. Неуклонно растет интерес к продольному анализу. Он занимает все большее место в современных демографических исследованиях.

ОБЩИЙ КОЭФФИЦИЕНТ РОЖДАЕМОСТИ. В рамках поперечного анализа первоначально наиболее доступным (часто единственно доступным), а потому и наиболее распространенным был общий коэффициент рождаемости b — отношение числа родившихся к общей численности населения. Когда-то этот показатель казался столь естественной мерой интенсивности всего процесса, что термины «рождаемость»

и «коэффициент рождаемости» считались синонимами. Сейчас меры рождаемости настолько развились и усложнились, что такое отождествление утратило смысл, хотя некоторые авторы (к сожалению, и авторы учебников) продолжают на нем настаивать (см.: [5, с. 138]).

Общий коэффициент рождаемости — важная итоговая характеристика прокреативного процесса. Вместе с коэффициентом смертности он определяет темпы естественного прироста населения и в этом качестве не может быть заменен никаким другим показателем. Однако его аналитические возможности ограничены, ибо он зависит не только от интенсивности прокреативного процесса, но и от половозрастного состава населения. По этой причине общий коэффициент рождаемости мало пригоден для пространственных, временных и т. п. сравнений. Чтобы применение этого коэффициента в анализе рождаемости было более эффективным, его модифицируют.

Недостатки общего коэффициента рождаемости свойственны и другим показателям, сильно зависящим от половозрастной структуры, например общему и специальному коэффициентам брачной рождаемости и т. п. (см. табл. 1). Сходны и пути преодоления этих недостатков.

ИНТЕРВАЛЬНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ РОЖДАЕМОСТИ (ПРИВЕДЕННЫЕ ЧИСЛА РОЖДЕНИЙ).

Стремление преодолеть несовершенство общего коэффициента и других подобных показателей рождаемости привело к тому, что ее анализ стал все больше опираться на использование интервальных коэффициентов рождаемости f_i . Они представляют собой отношение числа родившихся у матерей, проходящих через i -й (обычно годичный) интервал возраста или какого-либо интересующего исследователя состояния (например, через i -й год пребывания в браке) к среднегодовому числу женщин, проходящих через этот же интервал. Чаще всего применяются коэффициенты для однолетних (${}_1f_i$) или пятилетних (${}_5f_i$) интервалов.

По существу такие коэффициенты — это числа родившихся, приведенные к одинаковой численности женщин (например, к 1000), характеризующихся данным возрастом или данной продолжительностью состояния. Л. Анри (в 1968 г.), говоря о введенном им показателе «приведенные первые браки», писал: «Прилагательное «приведенный» (reduced) показывает, что количество этих браков относится к одному и тому же знаменателю: к 1000 или к 10 000. В настоящее время только я пользуюсь этим термином; он еще не утвердился в языке демографии» [1, с. 123]. Впоследствии стали говорить о приведенных рождениях, браках, разводах и т. п., вообще о приведенных демографических событиях [26, с. 27; 30, с. 15]. Устоявшегося по-

нимания термина «приведенный» нет и сейчас. Иногда его применение пытаются ограничить только продольным анализом, иногда только поперечным. Например, во французском издании многоязычного демографического словаря говорится, что в поперечном анализе выражение «коэффициенты общей рождаемости» часто заменяют выражением «приведенные рождения» [26, с. 95]. Все же, несмотря на сохраняющиеся неясности словоупотребления, представление о «приведенных событиях» прокладывает себе дорогу. Нам также по некоторым соображениям, которых мы еще коснемся, термин «приведенные числа рождений» или просто «приведенные рождения»² представляется удачным, будем пользоваться им в дальнейшем, сохраняя как синоним термин «интервальный (возрастной) коэффициент рождаемости».

Наряду с приведенными рождениями (коэффициентами), общими для данного интервала возраста или продолжительности, могут быть исчислены соответствующие показатели и по очередности рождения — для первого, второго и вообще любого j -го рождения f_j^i (см. формулу (19) в табл. 1), сумма которых равна общему показателю для интервала:

$$\sum_j f_j^i = f_i. \quad (39)$$

Получение приведенных рождений по возрасту и продолжительности предполагает существование развитой системы статистического наблюдения демографических процессов, которая в большинстве стран сложилась достаточно поздно. Впервые регистрация возраста матери (по пятилетним группам) одновременно с регистрацией рождения ребенка появилась в Швеции в 1775 г., благодаря чему возрастные коэффициенты рождаемости для пятилетних групп имеются в этой стране начиная с 1776 г. В других европейских странах — и то далеко не во всех — их исчисление стало возможным лишь во второй половине XIX в.

Сейчас статистика в экономически развитых и во многих развивающихся странах располагает данными по крайней мере для получения возрастных коэффициентов рождаемости, пригодных для поперечного анализа. Кроме того, как материалы текущей статистики (в сочетании с материалами переписей), так и результаты ретроспективных наблюдений, если они содержат сведения о датах рождения или вступлении в брак женщин и датах рождения каждого из их детей, позволяют получить значение f_i и f_j^i для продольного анализа. В распоряжении исследователей оказывается все больше и больше сведений

² Англ. reduced births, фр. naissances réduites.

о приведенных числах рождений, а это в свою очередь требует совершенствования методов их обработки и истолкования.

Коэффициенты f_i можно было бы назвать «очищенными» показателями интенсивности деторождения, хотя и не абсолютно «чистыми». Скажем, возрастные коэффициенты не зависят от возрастной структуры, но зависят от распределения женщин данного возраста по брачному состоянию, а если мы возьмем возрастные коэффициенты только брачной рождаемости, то они зависят от распределения замужних женщин данного возраста по продолжительности брака и т. д. В свою очередь коэффициенты рождаемости для браков данной продолжительности могут зависеть от возрастного состава женщин, состоящих в этих браках. Надо учитывать и то, что независимость от основного элиминируемого фактора ослабевает с увеличением интервала. Например, пятилетние возрастные коэффициенты испытывают влияние различий в возрастном составе самих пятилетних групп. И все же коэффициенты рождаемости (приведенные числа рождений) для интервалов возраста или продолжительности обладают очень большими аналитическими и прогностическими возможностями.

В то же время их анализ содержит свои трудности. Исследователю приходится иметь дело с очень большим числом показателей — в простейшем случае с 35 (если речь идет об однолетних коэффициентах) или с 7 (если рассматриваются пятилетние коэффициенты). Если же вводятся еще приведенные числа рождений каждой очередности, то число показателей возрастает в несколько раз. При сравнительном изучении разных населений или разных периодов вовлекаемый в анализ материал становится труднообозримым.

ТАБЛИЦЫ РОЖДАЕМОСТИ. В какой-то мере указанные трудности преодолеваются при построении таблиц рождаемости, которые содержат упорядоченное описание приведенных чисел рождений. В отличие от таблиц смертности таблицы рождаемости не имеют общепринятой, канонической формы, у разных авторов включают в себя разный набор показателей. Нередко таблицей рождаемости называют то, что правильнее было бы, на наш взгляд, именовать *таблицей замещения поколений*. Помимо таблицы рождаемости она включает в себя также элементы таблицы смертности, расчет числа родившихся в стационарном населении и нетто-коэффициента воспроизводства населения. Такие таблицы очень важны для демографического анализа, но то, что их построение не рассматривается как особая задача, а отождествляется с построением таблиц рождаемости, только препятствует пониманию их самостоятельного значения.

Между тем таблица, нужная для изучения собственно ро-

ждаемости, включает в себя помимо графы, указывающей на возраст или продолжительность состояния, еще только две графы: приведенные числа рождений f_i и накопленные приведенные числа рождений к i -му интервалу возраста или продолжительности s_i . Если же строится таблица, дифференцированная по очередности рождения, то добавляется еще одна графа, содержащая число женщин W_i^j , родивших к началу i -го интервала j -й раз; f_i и s_i заменяются соответственно на f_i^j и s_i^j , и несколько меняется интерпретация этих показателей. Если пренебречь многоплодными родами, то приведенные числа j -х рождений f_i^j можно считать равными приведенным числам женщин, родивших j -й раз в i -м интервале, а накопленные приведенные числа рождений s_i^j — равными числу женщин, родивших j -й раз к началу i -го интервала.

Иногда значения W_i^j могут содержаться в самих исходных данных, например в материалах ретроспективного наблюдения. В других же случаях непосредственное получение этих значений невозможно. Например, обычный текущий учет рождаемости может давать самые подробные сведения о женщинах, родивших в период наблюдения ($j+1$)-й раз, но он ничего не говорит о женщинах, не рожавших в этот период, хотя и родивших к его началу j -й раз. В этих случаях величины W_i^j могут быть получены только расчетным путем, для чего достаточно знания f_i^j , а следовательно, и s_i^j . Схема их получения определяется простой зависимостью: число женщин, родивших к интервалу i , скажем, только 3 раза, равно числу женщин, родивших к этому интервалу третий раз, за вычетом числа женщин, родивших к этому же интервалу четвертый раз. В общем виде эта зависимость приведена в табл. 1, формула (24).

Сумма W_i^j по любой строке таблицы всегда равна корню таблицы Q (например, 10 000):

$$\sum_j W_i^j = Q. \quad (40)$$

Стало бы, вся совокупность чисел W_i^j для каждого интервала возраста или продолжительности дает *распределение женщин по числу рожденных детей* — окончательное или к началу любого интервала. Приведем пример таблицы рождаемости, дифференцированной по очередности рождений (табл. 2). Величины s_i и s_i^j в этой таблице рассчитаны по формулам (22) и (23) табл. 1, с той лишь разницей, что формулы в табл. 1 приведены для однолетних интервалов возраста или продолжительности, а табл. 2 — краткая, в ней расчеты сделаны для пятилетних интервалов. Поэтому при переходе к каждому следующему интервалу для получения s_i или s_i^j значения $s_i f_i$ или $s_i^j f_i^j$ надо умножать на 5. Соответственно каждый интервал отличается от

Таблица 2
Краткая таблица рождаемости населения Украинской ССР,
1972—1973 гг. (интервал: $i, i + 5$)

Точный возраст i	Все рождения		Число женщин, не рожавших ни разу к началу интервала W_i^0	Первые рождения. Приведенные числа женщин, родивших			Вторые рождения. Приведенные числа женщин, родивших		
	приведенные числа рождений в интервале f_i	сумма приведенных чисел рождений к началу интервала s_i		1-й раз в интервале f_i^1	1-й раз к началу интервала s_i^1	только 1 раз к началу интервала W_i^1	2-й раз в интервале f_i^2	2-й раз к началу интервала s_i^2	только 2 раза к началу интервала W_i^2
15	365	—	10000	346	—	—	18	—	—
20	1639	1825	8270	1217	1730	1640	374	90	85
25	1152	10020	2185	389	7815	5855	585	1960	1750
30	632	15780	240	105	9760	4875	315	4885	4015
35	311	18940	(-285)	49	10285	3825	112	6460	4910
40	63	20495	(-530)	10	10530	3510	14	7020	5090
45	4	20810	(-580)	1	10580	3490	1	7090	5095
50	—	20830	(-585)	—	10585	3490	—	7095	5100

Продолжение таблицы 2

Точный возраст i	Третьи рождения. Приведенные числа женщин, родивших			Четвертые рождения. Приведенные числа женщин, родивших			Пятые и последующие рождения. Приведенные числа женщин, родивших		
	3-й раз в интервале f_i^3	3-й раз к началу интервала s_i^3	только 3 раза к началу интервала W_i^3	4-й раз в интервале f_i^4	4-й раз к началу интервала s_i^4	только 4 раза к началу интервала W_i^4	5-й и более раз в интервале f_i^5+	5-й и более раз к началу интервала s_i^5+	5 и более раз к началу интервала W_i^5+
15	1	—	—	—	—	—	—	—	—
20	41	5	5	5	—	—	2	—	—
25	132	210	185	32	25	15	14	10	10
30	136	870	685	44	185	105	32	80	80
35	76	1550	1145	33	405	165	41	240	240
40	13	1930	1360	8	570	125	18	445	445
45	—	1995	1385	—	610	75	2	535	535
50	—	1995	1385	—	610	65	—	545	545

предыдущего не на 1 год, а на 5 лет (вместо $i - 1$ берется $i - 5$). Например, для вторых рождений ($j = 2$) и интервала от 30 до 35 лет ($i = 30, i - 5 = 25$), согласно формуле (23), получаем:

$$s_{30}^2 = 5 \sum_{15}^{25} f_i^2 = 5(18 + 374 + 585) = 4885;$$

$i = i_0 = 15$ в данном случае — возраст начала деторождения.

Вычисление W_i^j ведется по формуле (25) табл. 1 без всяких изменений. Например:

$$W_{30}^2 = s_{30}^2 - s_{30}^3 = 4885 - 870 = 4015.$$

При вычислении W_i^0 в качестве начального значения берется корень таблицы: в данном случае $W_{15}^0 = 10000$. Тогда $W_{20}^0 = 10000 - s_{20}^1 = 10000 - 1730 = 8270$. Тот же результат можно получить и несколько иначе: $W_{20}^0 = 10000 - 5f_{15}^1 = 10000 - 5 \times 346 = 8270$. Соответственно для W_{30}^0 :

$$\text{либо } W_{30}^0 = 10000 - s_{30}^0 = 10000 - 9760 = 240;$$

$$\text{либо } W_{30}^0 = W_{25}^0 - 5f_{25}^1 = 2185 - 5 \times 389 = 240.$$

Имея таблицу рождаемости — даже краткую — можно вычислить средний возраст матери или среднюю продолжительность состояния при рождении как всех детей, так и детей каждой очередности i и i^j . Формулы приведены в табл. 1, расчет по ним для табл. 2 дает следующие результаты: $\bar{t} = 26,4$ года; $\bar{t}^1 = 23,6$ года; $\bar{t}^2 = 28,1$; $\bar{t}^3 = 31,1$; $\bar{t}^4 = 32,8$; $\bar{t}^5 = 34,9$ года. Полные таблицы позволяют также определить модальные и медианные значения возраста или продолжительности состояния при рождении детей. Модальный возраст, или интервал \hat{t} или \hat{t}^j , равен тому значению i , при котором f_i или f_i^j становятся наибольшими, медианный \tilde{t} или \tilde{t}^j — значению i , при котором $s_i = 0,5 \sum_{i=i_0}^{i_{\max}} f_i$ или $s_i^j = \sum_{i=i_0}^{i_{\max}} 0,5 \sum f_i^j$.

При продолжном анализе особый интерес могут представлять модальные значения, так как их можно узнать прежде, чем когорта полностью закончит свой цикл деторождения.

Знание приведенных чисел рождений и их упорядоченное описание с помощью таблиц рождаемости позволяют существенно углубить анализ, но затрудняют синтез. Это обусловлено стремлением демографов найти способы обобщенной характеристики режимов рождаемости с помощью лаконичных итоговых показателей. Поиски идут по двум направлениям: на одном из них пытаются использовать возможности интервальных показателей таблиц рождаемости f_i , на другом —кумулятивных показателей s_i .

СТАНДАРТИЗОВАННЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ И ИНДЕКСЫ РОЖДАЕМОСТИ. Путь, ведущий от ряда f_i , приводит к идее стандартизации. Стандартизация – типичный метод поперечного анализа. Она позволяет устранить влияние на итоговые показатели, например на общий коэффициент рождаемости, различий в возрастной или какой-либо другой структуре населения, и сделать более обоснованными временные или пространственные сопоставления. При продольном анализе эта проблема обычно не возникает хотя бы потому, что такие показатели, как общий коэффициент рождаемости, применительно к реальному поколению не имеют смысла.

Для простоты мы остановимся в основном только на стандартизации по возрасту, хотя можно, конечно, стандартизовать показатели и по длительности пребывания в браке, брачному состоянию, уровню образования и любым другим дифференцирующим население характеристикам.

Прямая стандартизация. Метод заключается в нахождении стандартизованного коэффициента рождаемости (общего или специального) в предположении, что сравниваемое население имеет одинаковую, «стандартную» возрастную-половую структуру, а различается только возрастными интенсивностями деторождения f_i . Пусть P^{st} – численность населения, принятого за стандарт; W_i^{st} – численность женщин в возрасте i в таком населении; $w_i^{st} = W_i^{st}/P^{st}$.

Тогда формулы (13), (14) табл. 1 дают нам стандартизованный коэффициент рождаемости \bar{b} .

Таким образом, чтобы, зная ряд f_i , получить коэффициент рождаемости, стандартизованный прямым методом, достаточ-

но принять некоторый стандартный набор долей женщин во всем населении w_i^{st} для интервала от 15 до 50 лет.

Обратимся, например, к табл. 3. Непосредственное рассмотрение чисел f_i не позволяет составить определенное мнение о динамике рождаемости на Украине. За 30 лет в старших возрастных группах женщин интенсивность деторождения сильно уменьшилась, но в младших она возросла. Какой был общий итог этих разно направленных изменений? Если судить по общему коэффициенту рождаемости, то ее уровень сократился на треть. Но общий коэффициент зависит еще и от изменений возрастной структуры. Попытаемся исключить их влияние с помощью стандартизации.

Прибегнем к прямой стандартизации, приняв в качестве стандарта возрастной состав населения Украины сначала 1959 г., а затем 1970 г. Результаты сведены в табл. 4.

Таблица 4

Обычный (b) и стандартизованный (\bar{b}) общие коэффициенты рождаемости населения Украинской ССР (расчет на основании табл. 3)

Годы	b		\bar{b} при стандарте			
	‰	процент к 1949–1953 гг.	1959 г.		1970 г.	
			‰	процент к 1949–1953 гг.	‰	процент к 1949–1953 гг.
1949–1953	22,1	100,0	21,8	100,0	18,0	100,0
1958–1959	20,9	94,1	20,9	95,9	16,9	93,9
1969–1970	14,9	67,4	18,8	86,2	14,9	82,8
1979–1980	14,7	66,5	18,1	83,0	14,2	78,9

Таблица 3

Приведенные числа рождений ($s_i f_i$) и доли всех (w_i) и состоящих в браке (m_i) женщин во всем населении Украинской ССР за некоторые годы (см.: [10, с. 131; 11, с. 20–21, 263; 19, с. 41])

Возрастные группы	$s_i f_i \times 1000$				$w_i \times 10000$		$m_i \times 10000$	
	1949–1953	1958–1959	1969–1970	1979–1980	15 янв. 1959	15 янв. 1970	15 янв. 1959	15 янв. 1970
	15–19	18,5	28,1	33,1	47,8	422	403	...
20–24	135,7	150,9	160,1	166,1	500	337	237	192
25–29	145,9	137,4	110,1	102,4	415	327	307	270
30–34	97,3	85,1	68,3	52,6	513	476	391	401
35–39	56,1	44,6	29,2	18,1	379	340	269	281
40–44	25,8	11,5	7,2	4,6	324	453	198	353
45–49	4,8	1,6	0,7	0,3	408	369	226	259

Анализируя табл. 4, можно убедиться, что стандартизованные коэффициенты показывают значительно меньшее снижение интенсивности деторождения, чем обычный коэффициент. Даваемая ими оценка снижения рождаемости более корректна. Но здесь же видны и недостатки стандартизованных коэффициентов – зависимость их величины от выбора стандарта. При разных стандартах по-разному выглядит и снижение рождаемости.

Косвенная стандартизация. При этом методе влияние структурного фактора устраняется благодаря тому, что за базу сравнения принимается искусственно конструируемое население, имеющее возрастные интенсивности рождений $F_i = f_i^{st}$ населения, принятого за стандарт, и возрастную (или какую-либо другую) структуру изучаемого населения. В резуль-

тате фактическое число родившихся сопоставляется с числом родившихся в таком условном населении (см. (15), (16), где B – фактическое число родившихся в изучаемом населении; b – его фактический коэффициент рождаемости; b^{st} – фактический коэффициент рождаемости населения, принятого за стандарт).

Продолжим рассмотрение изменений рождаемости на Украине. Наши данные позволяют выполнить косвенную стандартизацию коэффициентов для 1958–1959 и 1969–1970 гг. Это тем более легко сделать, что табл. 4 содержит в готовом виде не только значения b и b^{st} , но и $\sum w_i F_i$. Если принять в качестве стандарта приведенные числа рождений 1958–1959 гг., то для этих годов $b = b^{st} = \sum w_i F_i = 20,9\%$, а для 1969–1970 гг. $b = 14,9$, $b^{st} = 20,9$, а $\sum w_i F_i$ равна коэффициенту рождаемости, стандартизованному прямым методом при стандартной возрастной структуре 1970 г., т. е. $16,9\%$. Если же принять в качестве стандарта при косвенной стандартизации приведенные числа рождений 1969–1970 гг., то соответственно для этих же годов $b = b^{st} = \sum w_i F_i = 14,9$, а для 1958–1959 гг. $b = 20,9$, $b^{st} = 14,9$, а $\sum w_i F_i = 18,8\%$. Если бы прямая стандартизация уже не была выполнена, то $\sum w_i F_i$ надо было бы рассчитать непосредственно по табл. 3. Искомый результат получаем по формуле (16). Он приведен в табл. 5, куда перенесены также некоторые значения из табл. 4.

Таблица 5

Обычный и стандартизованные общие коэффициенты рождаемости населения Украинской ССР, ‰.

Годы	Обычный коэффициент	Коэффициенты, стандартизованные			
		прямым методом при стандарте		косвенным методом при стандарте	
		1959 г.	1970 г.	1958–1959 гг.	1969–1970 гг.
1958–1959	20,9	20,9	16,9	20,9	16,6
1969–1970	14,9	18,8	14,9	18,4	14,9
1969–1970 в процентах к 1958–1959 гг.	71,3	90,0	88,2	88,0	89,8

Г. Вунш и М. Термот замечают, что общепринятое умножение на b^{st} в формулах (15), (16) излишне [30, с. 58]. Это замечание справедливо в том смысле, что сравнение, ради которого выполняется стандартизация, уже содержится в отношении $B : \sum W_i F_i$ или $b : \sum w_i F_i$, домножение на b^{st} ничего не меняет. Но это домножение придает результату привычную размер-

ность коэффициента, что облегчает его содержательную интерпретацию. Поэтому в ряде случаев оно все же целесообразно.

Тем не менее не следует игнорировать то обстоятельство, что освобождение от множителя b^{st} придает операции косвенной стандартизации большую простоту и освобождает ее даже от словесной связи со «стандартным населением». Никакое «население» для этой стандартизации не нужно, необходимо иметь только стандартный набор приведенных чисел рождений F_i .

Косвенная стандартизация удобна тогда, когда нет информации о приведенных числах рождений или она вызывает сомнения (например, при малом числе наблюдений).

Двойная стандартизация. Сколь бы важным ни было устранение влияния структурных факторов на общие коэффициенты рождаемости, иногда может возникнуть и противоположная задача: элиминировать влияние различий в самих возрастных интенсивностях рождений и выяснить, каков вклад каждого из двух факторов (структуры и интенсивности) в общее различие.

Так как фактическое число родившихся $B = \sum W_i f_i$, а число родившихся в населении, принятом за стандарт, $B^{st} = \sum W_i^{st} F_i$, то отношение первого ко второму указывает на различие вследствие действия обоих факторов. Если видоизменить запись, то мы получим два множителя, каждый из которых характеризует действие только одного из факторов:

$$\frac{B}{B^{st}} = \frac{\sum W_i f_i}{\sum W_i^{st} F_i} = \frac{\sum W_i f_i}{\sum W_i F_i} \times \frac{\sum W_i F_i}{\sum W_i^{st} F_i}. \quad (41)$$

Первый множитель характеризует изменения, вызванные только разницей в интенсивности, второй – в структуре. Такое двойное сопоставление со стандартом называют двойной стандартизацией. Разложение на два множителя можно применить при сравнении не только абсолютных чисел родившихся, но и общих коэффициентов рождаемости. Для этого в формуле (41) достаточно заменить значения W_i соответствующими значениями w_i :

$$\frac{b}{b^{st}} = \frac{\sum w_i f_i}{\sum w_i F_i} \frac{\sum w_i F_i}{\sum w_i^{st} F_i}. \quad (42)$$

Применяя ту же идею двойной стандартизации, можно разложить «по факторам» абсолютную разницу между числами рождений, подобно тому как уже это было сделано с относительной разницей.

Пусть

$$F_i = f_i + \alpha_i, \quad (43)$$

а

$$W_i^{st} = W_i + \beta_i. \quad (44)$$

Тогда $B^{st} - B$ равно:

$$\sum W_i^{st} F_i - \sum W_i f_i = \quad (45,а)$$

$$= \sum (W_i - \beta_i)(f_i + \alpha_i) - \sum W_i f_i = \quad (45,б)$$

$$= \sum W_i (F_i - f_i) + \sum (W_i^{st} - W_i) f_i + \sum \alpha_i \beta_i. \quad (45,в)$$

Первое слагаемое в выражении (45,в) представляет собой разницу за счет различий в интенсивности рождений, второе — за счет структурных различий, третье — за счет совместного действия того и другого. Если последним слагаемым пренебречь ввиду малости величины, то получаем простую формулу для разложения разницы между числами родившихся в изучаемом и стандартном населении:

$$B^{st} - B = \sum W_i (F_i - f_i) + \sum (W_i^{st} - W_i) f_i. \quad (46)$$

Можно получить формулу и для разложения разницы между общими коэффициентами рождаемости. Аналогично (46) запишем:

$$b^{st} - b = \sum w_i (F_i - f_i) + \sum (w_i^{st} - w_i) f_i. \quad (47)$$

В нашем примере сравнение уровней рождаемости 1958—1959 гг. и 1969—1970 гг. при разных способах стандартизации дает хотя и разные, но близкие между собой результаты, которые все очень сильно отличаются от результата сравнений обычных коэффициентов. Это отличие указывает на то, что общий коэффициент снижался не только вследствие уменьшения возрастных интенсивностей деторождения, но и потому, что менялся половозрастной состав населения. Каким был вклад каждого из этих факторов? Чтобы ответить на этот вопрос, прибегнем к технике двойной стандартизации, приняв за стандарт население Украины 1959 г., характеризующееся возрастными интенсивностями деторождения 1958—1959 гг. Воспользуемся формулой (42), подставляя в нее значения, заимствуемые из табл. 4:

$$\frac{0,0149}{0,0169} \times \frac{0,0169}{0,0209} = 0,88 \times 0,81 = 0,713.$$

Если бы менялись только возрастные интенсивности деторождения, общий коэффициент снизился бы всего на 12%. Вследствие изменений только половозрастного состава он

уменьшился бы на 19%. Совместное действие обоих факторов обусловило его падение на 28,7%.

Относительный вклад каждого из двух факторов можно рассмотреть и в терминах формулы (47). Между 1958—1959 и 1969—1970 гг. общий коэффициент рождаемости уменьшился на $20,9\% - 14,9\% = 6,0\%$, т. е. на 0,6 процентного пункта. Данные табл. 3 позволяют рассчитать $\sum w_i^{st} (f_i - F_i)$ и $\sum F_i (w_i - w_i^{st})$. В результате получаем: $b - b^{st} = -0,60 = -0,21 - 0,41 + 0,02$.

Уменьшение возрастных интенсивностей деторождения обусловило снижение общего коэффициента рождаемости всего на 0,21 процентного пункта. Изменение половозрастного состава — еще на 0,41. Совместное действие обоих факторов влияло в противоположном направлении, ослабив итоговое снижение на 0,02 пункта.

Индексы Коула. Применение различных методов стандартизации для изучения рождаемости всегда привлекало демографов, в том числе и отечественных. В последнее время у нас этим особенно много занимались В. А. Борисов и М. В. Курман [3; 15]. Однако эффективность использования таких методов долгое время оставалась ограниченной неопределенностью в выборе стандарта. Этот выбор, существенно влияющий на результаты расчетов, всегда содержал элемент произвола. Набор возможных вариантов такого выбора практически бесконечен, каждый исследователь волен предложить свой собственный. Поэтому сравнимость результатов (а стандартизация — метод сравнительного анализа) обеспечивалась в лучшем случае в рамках каждого отдельного исследования, но результаты разных исследований оказывались, как правило, несопоставимыми.

Преодолеть указанное препятствие при применении прямой стандартизации не удается и в настоящее время. Хотя наличие модельных таблиц смертности и соответствующих им наборов «типовых» возрастных структур несколько ограничивает элемент случайности, неизбежный, когда в качестве стандарта принимается структура какого-либо реального населения, все же и в этом случае нет никаких объективных оснований для того, чтобы отдать предпочтение одной из многих возможных структур. Но с возрастными интенсивностями рождений, принимаемыми в качестве стандарта при косвенной стандартизации, дело обстоит иначе. Они изменяются в довольно узких пределах, ни в каком возрасте (в границах прокреативного периода жизни женщины) они не опускаются ниже нуля и не поднимаются выше некоторой предельной, биологически заданной величины. Осмысление этого очевидного факта применительно к задачам изучения рождаемости методами стандартизации по-

казателей привело к простой мысли об использовании верхней границы изменений f_i для установления единого горизонта отсчета, своего рода общепризнанного «нулевого меридиана», одного-единственного набора стандартных значений F_i .

Идея применения в качестве стандарта гипотетического максимума возрастных интенсивностей рождений была выдвинута в 1965 г. американским демографом Э. Коулом. Он же предложил использовать в качестве конкретных значений F_i возрастные интенсивности брачной рождаемости гуттеритов — религиозной секты, условия жизни которой позволяли сочетать очень высокий уровень реальной плодовитости женщин с отсутствием внутрисемейного регулирования деторождения. Эти значения следующие:

Возрастные груп- пы i	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49
F_i	0,300	0,550	0,502	0,447	0,406	0,222	0,061

Преимущество идеи гипотетического максимума рождаемости в качестве стандартной базы сравнения заключается в том, что этот максимум может рассматриваться как общечеловеческая, видовая характеристика, по отношению к которой все эмпирически наблюдаемые населения находятся в одинаковом положении. Если же отказаться от этой исходной позиции и принять какой-либо другой стандартный уровень, заведомо не максимальный, то интерпретация результатов сразу же усложнится необходимостью учитывать конкретные особенности каждого конкретного населения, например среднее состояние здоровья.

Предложенный им стандарт Э. Коул применил для построения системы индексов, основанных на использовании метода косвенной стандартизации [14, с. 72—75; 25, с. 209] (см. формулы 34—38).

Индексы Коула всегда имеют значение ниже единицы и легко интерпретируются как мера отклонения (совокупного или вследствие влияния одного из двух главных факторов) общего коэффициента рождаемости от гипотетического максимума. Если же в основу системы индексов положить не концепцию гипотетического максимума, а какую-нибудь другую, то становится возможным появление значений индексов, превышающих единицу, интерпретация таких значений затруднительна.

Используя систему индексов Коула для изучения рождаемости на Украине, мы можем выяснить, какой вклад в снижение общего коэффициента рождаемости внесло ее уменьшение у замужних женщин, а какой — изменение доли женщин, состоящих в браке. Характер данных, которыми мы располагаем, заставляет прибегнуть к некоторым условностям. Во-первых, нам

придется пренебречь внебрачной рождаемостью (ее масштабы относительно невелики) и принять $f_i^m = \frac{B}{W^m}$, т. е. относить все рождения к замужним женщинам. Во-вторых, из-за отсутствия данных о доле женщин, состоящих в браке в возрасте 15—19 лет, мы должны будем ограничиться возрастным интервалом от 20 до 49 лет. Оба этих допущения несколько снизят точность результата, но не могут повлиять на принципиальные выводы.

Напомним, что в качестве стандарта при расчете индексов Коула принимаются возрастные интенсивности деторождения гуттеритов. Остальные данные, необходимые для расчета по формулам (34), (35), (37) и (38), содержатся в табл. 3. Общий коэффициент рождаемости населения Украинской ССР, если учесть только рождения у женщин начиная с 20-летнего возраста, составлял в 1958—1959 гг. 19,7‰, в 1969—1970 гг. — 13,8‰. Результаты расчетов сведены в табл. 6.

Таблица 6

Индексы рождаемости населения Украинской ССР

Годы	I_f	I_g	I_m	I'_m
1958—1959	0,205	0,315	0,650	0,654
1969—1970	0,168	0,220	0,763	0,757

Индекс брачной рождаемости I_g существенно понизился между 1958—1959 и 1969—1970 гг., и это обусловило снижение индекса общей рождаемости I_f . Но снижение I_f было гораздо меньшим, чем снижение I_g , благодаря положительным сдвигам в брачном состоянии населения: индекс доли женщин, состоящих в браке, рассчитанный двумя разными способами — I_m и I'_m , заметно повысился. Стало быть, единственной причиной снижения общего коэффициента рождаемости в этот период были изменения в прокреативном поведении супружеских пар. В 70-х годах эти изменения резко замедлились, брачное состояние населения также мало менялось, что подтверждается индексами рождаемости, рассчитанными для 1978—1979 гг. Поэтому и снижение общего коэффициента рождаемости за эти годы было незначительным.

СУММА ПРИВЕДЕННЫХ РОЖДЕНИЙ. Другое направление синтеза интервальных показателей связано с использованием ряда s_i таблиц рождаемости. Оно было известно уже в XIX в., но привлекло особое внимание специалистов после

того, как немецкий, демограф Р. Р. Кучинский стал широко применять показатель

$$s_{50} = \sum_{15}^{49} f_i \quad (48)$$

где i — возраст.

Р. Р. Кучинский назвал новый показатель total fertility («полная», «итоговая», «суммарная» рождаемость) в отличие от general fertility («общая» рождаемость) [27, с. 23]. Между этими показателями есть определенное сходство, так как оба они исчисляются для женщин плодородных возрастов. Впоследствии в англоязычной литературе стали говорить о «коэффициенте суммарной рождаемости» (total fertility rate) по аналогии с general fertility rate (в нашей современной терминологии — «специальный коэффициент рождаемости»).

Перенесение термина в другие языки происходило по-разному. Например, по-немецки говорят о «показателе суммарной плодородности» (Index der Gesamtfruchtbarkeit). Французские же демографы совсем отошли от английского термина и называют величину s_{50} либо «обобщающим показателем рождаемости» (indice synthétique de fécondité), либо «суммой приведенных рождений» (somme des naissances réduites).

У нас до сих пор нет устоявшегося термина. В послевоенных учебниках показатель назывался «общей табличной фертильностью» [4, с. 771], «детностью» [6, с. 276], «показателем суммарной плодородности» [16, с. 197], просто «суммарной плодородностью» [17, с. 91; 5, с. 139]. Если взять литературу только после 1970 г., то можно встретить и «показатель суммарной плодородности» [7, с. 152], и «показатель исчерпанной плодородности» [10, с. 124–137], и «коэффициент суммарной плодородности» [12, с. 20; 21, с. 37], и «коэффициент суммарной рождаемости» [3, с. 20; 8, с. 128; 9, с. 226–227; 18, с. 74], и «суммарный коэффициент рождаемости» [3, с. 81, 237; 19, с. 40].

Нам кажется, что ни один из этих терминов нельзя признать точным. Речь явно идет не о коэффициенте в обычном смысле слова — рассматриваемый показатель нельзя получить делением и на него ничто не умножают. Тем более неясно, что такое «суммарный коэффициент» — выражение, полученное постепенным смещением смысла с тоже не очень удачной «суммарной плодородности», или «суммарной рождаемости». Пожалуй, наиболее точен французский термин — ведь речь действительно идет о сумме приведенных рождений. Этот термин удобен еще и потому, что позволяет внести единообразие во всю демографическую терминологию — подобным же образом

можно говорить о сумме приведенных чисел браков, разводов и т. д. В дальнейшем мы будем пользоваться именно этим термином — *сумма приведенных рождений*, но, чтобы не порывать со сложившейся традицией, сохраним как синоним и термин *показатель суммарной рождаемости*. Аналогичный показатель может быть исчислен не для всего периода плодородности, а для любого интервала возраста или продолжительности внутри этого периода.

Как уже отмечалось, аналитические возможности кумулятивных показателей были известны и до Р. Р. Кучинского. В отечественной литературе Ю. Э. Янсон еще в прошлом веке писал о брачной плодородности, под которой «следует понимать все число детей, родившихся в течение всего продолжения брака» [24, с. 205]. Вообще Ю. Э. Янсон употреблял термин «плодородность» в двух смыслах, поясняя их различие следующим образом: «...брачная плодородность и плодородность состоящих в браке имеют совершенно другой смысл и значение, чем плодородность замужней женщины. Плодородность замужней женщины показывает, сколько все замужние женщины, вместе взятые, дают детей в течение определенного времени (года); брачная же плодородность показывает, сколько детей дает средний брак в течение своего существования» [24, с. 206–207]. Впоследствии этот второй смысл был почти забыт. В конце 20-х годов Г. А. Баткис писал: «У нас в России изучение плодородности очень мало применялось. Можно указать на Янсона» [2, с. 28]. Но сам Г. А. Баткис, как следует из его работы, под вычислением плодородности понимал только вычисление «общего коэффициента плодородности» (специального коэффициента рождаемости) и возрастных коэффициентов плодородности (рождаемости), т. е. показателей интервальных. Понимания же показателей плодородности как кумулятивных в советской литературе придерживались только Ю. А. Корчак-Чепурковский [13, с. 139], а вслед за ним В. С. Стешенко [22, с. 108].

Кумулятивные показатели, о которых говорил Ю. Э. Янсон, имели небольшие возможности. В частности, «брачную плодородность» он исчислял как частное от деления числа рождений в браке на число заключенных браков, что само по себе предполагало слишком много допущений (ведь на самом деле рождения данного года продуцировались браками прошлых лет). Кроме того, такой прием не годился для изучения общей рождаемости (не было соответствующего знаменателя). Показатель же Кучинского позволял обойти все эти трудности, в силу чего очень скоро получил всеобщее распространение, лег в основу построения очень важных демографических показателей — брутто- и нетто-коэффициентов воспроизводства населения.

Сейчас сумма приведенных рождений — самый популярный из всех синтетических показателей, опирающихся на знание возрастных коэффициентов рождаемости. Но это не означает, что он лишен недостатков. По своей природе он пригоден как для поперечного, так и для продольного анализа. Но первоначально он был предложен для поперечного анализа, и пока именно такое его применение явно преобладает. Между тем именно здесь его возможности ограничены. Рассмотрим суммы приведенных рождений для населения Украины за ряд календарных лет (табл. 7).

Таблица 7

Суммы приведенных рождений ($s_i \times 10\,000$) за некоторые годы.
Украинская ССР

Точный возраст i , лет	1949—1953	1958—1959	1969—1970	1979—1980
20	925	1450	1655	2390
25	7710	8950	9660	10695
30	15005	15820	15165	15815
35	19870	20075	18580	18445
40	22675	22305	20040	19350
45	23965	22880	20400	19580
50	24205	22960	20435	19595

Итоговый показатель s_{50} с начала 50-х годов уменьшался, однако одновременно менялся «календарь» рождений, т. е. распределение рождений на протяжении жизни каждого реального поколения. Не приводит ли это к искажению всей картины динамики рождаемости? Скажем, в 1969—1980 гг. каждые 10 000 женщин, которым в этот период исполнилось 25 лет, родили 10 695 детей, т. е. больше, чем родили к этому же возрасту женщины предшествующих поколений. Но в старших возрастах эти 25-летние женщины скорее всего родят меньше, чем их предшественницы, — на это указывает динамика f_i в табл. 3. Следовательно, в целом они едва ли дадут те 19 595 рождений, которые мы видим в табл. 7. Получается, что эта таблица преуменьшает истинное снижение рождаемости. Здесь на частном примере мы столкнулись с общим пороком применения кумулятивных показателей в поперечном анализе.

Если распределение рождений во времени на протяжении жизни следующих друг за другом поколений разное, то может получиться, что при формировании условного поколения данного года наблюдения (для которого исчисляется сумма приведенных рождений) объединятся части нескольких реальных поколений, проходящих в этом году — каждое в соответствии со

своим собственным календарем — через период высокой рождаемости, и создастся иллюзия ее повышения.

В другом случае может наблюдаться противоположный эффект, создающий иллюзию понижения рождаемости. На самом деле ни повышения, ни понижения рождаемости может не происходить. Окончательное число рождений в расчете на одну женщину каждого реального поколения может не изменяться или изменяться не так, как можно думать, если судить по динамике сумм приведенных рождений.

Продольный анализ позволяет проследить «прокреативную историю» реальных когорт женщин, не искаженную влиянием сдвигов «календаря» рождений. В рамках этого анализа показатели s_i утрачивают условный характер, который они приобретают применительно к гипотетическому поколению, и позволяют судить о тенденциях рождаемости гораздо более уверенно. Надо только, чтобы число реальных поколений, по которым есть данные, было достаточно большим. Сейчас это условие, к сожалению, выполняется очень редко. Если снова обратиться к материалам по Украине, то у нас есть возможность восстановить картину прокреативной деятельности лишь сравнительно небольшого числа реальных поколений.

В табл. 8 приведены две оценки соответствующих рядов s_i . Одна из них — более грубая — выполнена по методу, использованному Б. Ц. Урланисом [23, с. 94—97] на основе опубликованных интервальных пятилетних возрастных коэффициентов рождаемости («первый вариант»). Другая, более тонкая оценка, опирающаяся на однолетние интервальные коэффициенты, произведена В. С. Стещенко [22, с. 116—117], а за более поздний период дополнена в отделе демографии НИИ ЦСУ СССР (табл. 8, 2-й вариант)³.

ВЕРОЯТНОСТИ ОЧЕРЕДНОГО РОЖДЕНИЯ. Таблица рождаемости по очередности рождений содержит данные о числе женщин, родивших j -й раз (к концу периода деторождения и к началу каждого интервала возраста или продолжительности) s_j^i . Эти данные позволяют получить вероятности рождения каждой следующей ($j+1$)-й очередности, или вероятности очередного рождения⁴ a^j . Если исходить из того,

³ Расчеты выполнены Л. П. Кувшиновой.

⁴ Этот показатель ввел Л. Анри, назвав его «вероятностью увеличения семьи» (probabilité d'agrandissement des familles). В англоязычной литературе он называется parity—progression ratio. Обычно он исчисляется на основе таблиц рождаемости для замужних женщин, распределенных по продолжительности брака, но не лишено смысла его применение также и для анализа таблиц рождаемости для всех женщин, распределенных по возрасту. Разумеется, во всех случаях таблицы должны быть дифференцированными по очередности рождений.

Таблица 8

Суммы приведенных рождений (s_j) для групп реальных поколений. Украинская ССР

Точный возраст, лет	Годы рождения поколений									
	1921-1924	1925-1929	1930-1934	1935-1939	1940-1944	1945-1949	1950-1954	1955-1959	1960-1964	
<i>1-й вариант</i>										
20		90	93	96	141	122	166	194	239	
25		769	794	851	846	922	980	1025		
30		1463	1481	1423	1397	1493	1492			
35		1889	1832	1765	1695	1756				
40		2048	1978	1899	1785					
45		2084	2009	1922						
50		2086	2011							
<i>2-й вариант</i>										
20	67	67	92	95	150	148	173	203	230	
25	530	726	771	830	866	914	978	1009		
30	1247	1422	1424	1438	1426	1465	1495			
35	1715	1833	1796	1789	1740	1724				
40	1918	1999	1947	1926	1842					
45	1957	2088	1981	1957						
50	1960	2040	1983							

Примечание. При расчете показателей по 1-му варианту использованы возрастные коэффициенты рождаемости за 1949-1953, 1954-1958, 1959-1963, 1964-1968, 1969-1970, 1974-1975 и 1979-1985 гг. (см.: [10, с. 131; 19, с. 41]).

что каждая женщина из рассматриваемой совокупности, не рожавшая ни разу (вообще или в данном состоянии), в принципе может родить хотя бы один раз, а фактически в среднем на одну женщину приходится s^1 первых рождений, то величину s^1 можно рассматривать как вероятность для никогда не рожавшей женщины родить первый раз:

$$a^0 = s^1. \quad (49)$$

Соответственно каждая женщина, родившая впервые, может родить второй раз, но фактически второй раз рождает только s^2 женщин. Отсюда вероятность второго рождения

$$a^1 = \frac{s^2}{s^1}.$$

Вообще вероятность рождения ребенка любой следующей, т. е. $(j+1)$ -й, очередности:

$$a^j = \frac{s^{j+1}}{s^j}.$$

Обычно эти вероятности исчисляются для всего периода плодovitости, исходя из окончательного числа рождений каждой очередности, но ничто не мешает получить их для любого возраста или любой продолжительности:

$$a_i^j = \frac{s_i^{j+1}}{s_i^j}.$$

Например, можно говорить о вероятности рождения первого, второго и т. д. ребенка к 30 годам возраста или к 10 годам продолжительности брака.

Вероятности очередного рождения могут служить ценным инструментом анализа и прогноза рождаемости реальных поколений, поскольку они отражают типичные черты прокреативного поведения семей в том или ином населении, измеряют зависимость между числом детей разной очередности, родившихся к началу каждого интервала возраста или продолжительности состояния. Различия в рождаемости разных поколений сразу же отражаются на величине a_i^j и потому легко улавливаются с помощью этого показателя, указывающего также и на направление происходящих изменений.

Предположим, что мы сравниваем два поколения женщин, родивших к 25-летнему возрасту по 1000 детей ($s_{25} = 1000$). Пусть нам известны и соответствующие распределения по очередности рождений, т. е. значения s_{25}^{j+1} , приведенные в табл. 9.

Таблица 9

Пример применения показателя a_i^j

s_{25}^{j+1}	Сумма приведенных рождений к возрасту 25 лет		Вероятность очередного рождения к возрасту 25 лет		
	Поколение I	Поколение II	a_{25}^j	Поколение I	Поколение II
s^1	800	790	a^0	0,800	0,790
s^2	160	170	a^1	0,200	0,215
s^3	30	31	a^2	0,188	0,182
s^4	7	7	a^3	0,233	0,225
s^5	3	2	a^4	0,429	0,286
Σs_{25}	1000	1000			

Непосредственное сравнение чисел s_{25}^{j+1} не позволяет получить ясного представления о происходящих изменениях. Когда же мы сравниваем значения a_i^j , то видим, что при переходе от первого поколения ко второму произошло «омоложение» вторых рождений, которое не повлекло за собой увеличения ве-

роятности третьих рождений к этому возрасту и сопровождается уменьшением вероятности четвертых и последующих рождений. Из этого можно заключить, что итоговое число рождений к 50 годам у второго поколения будет скорее всего меньшим, чем у первого.

Применительно к поперечному анализу показатель a_i^j далеко не всегда может быть столь просто интерпретирован, но зато в ряде случаев он позволяет уловить искажающее влияние сдвигов в календаре рождений, о котором уже говорилось.

Очевидно, что в реальном поколении 1000 женщин не может родить более 1000 детей какой-либо одной очередности (мы отвлекаемся здесь от многоплодных родов, число которых относительно невелико), например более 1000 первенцев. В условном же поколении, если оно складывается из частей реальных поколений, имеющих разный календарь рождений, такое положение возможно. Оно зафиксировано, в частности, в табл. 2, где уже к 35 годам s_i^1 превышает 10000 (исходная численность женщин). Именно поэтому для всех последующих возрастов условие $\sum W_i^j = Q$ выполняется только благодаря появлению отрицательных значений W_i^0 , что, вообще говоря, бессмысленно. При высокой рождаемости число женщин может оказаться меньше числа рождений не только первой, но и последующих, например второй или третьей, очередностей (речь идет, разумеется, об условном поколении). В таких случаях нет необходимости прибегать к вероятностям очередных рождений, так как искажающее влияние изменений календаря очевидно.

Бывает, однако, и так, что, хотя число рождений не превышает исходной численности женщин, оно также испытывает это искажающее влияние. Тогда на помощь могут прийти вероятности очередного рождения. Какими бы ни были абсолютные числа рождений каждой очередности, вероятности любого очередного рождения могут превысить единицу, что противоречит самой природе показателя. Это противоречие и указывает на искажающее влияние изменений календаря рождений. Анализ рождаемости населения Украины в современных условиях не дает материала для иллюстрации такого положения, но в республиках Средней Азии подходящие примеры найти можно.

Скажем, краткая таблица рождаемости населения Узбекской ССР, составленная на основе опубликованных приведенных чисел рождений за 1965–1966 гг. и данных о распределении по возрасту матери и очередности рождений за 1965 г. [20, с. 112, 137], дает следующие показатели:

$$s^1 = 0,7810; s^2 = 0,7940; s^3 = 0,8665; s^4 = 0,8675. \\ a^0 = 0,781; a^1 = 1,017; a^2 = 1,091; a^3 = 1,001.$$

Вероятности второго, третьего и четвертого рождений в условном поколении превышают единицу, что может быть объяснено только сдвигом в календаре рождений реальных поколений. И в самом деле, анализ показывает, например, что в Узбекистане у поколений женщин, родившихся в 1941–1945 гг., когда они достигли возраста 20–24 года, родилось необычно много (по сравнению с соседними, как младшими, так и старшими, поколениями) третьих детей. Но зато, проходя через более поздние возрасты, эти женщины рожали меньше третьих детей, чем их сверстницы в соседних поколениях, и по общему числу детей к концу периода прокреации никак не выделяются на их фоне. В условном же поколении это отразилось в высокой вероятности третьего рождения в 1965–1966 гг., т. е. именно тогда, когда эти поколения проходили через возраст 20–24 года.

ИНТЕРВАЛЫ МЕЖДУ РОЖДЕНИЯМИ. Знание вероятностей очередного рождения a^j облегчает описание процесса формирования потомства в том или ином реальном или условном поколении либо в той или иной брачной когорте. Но такое описание не может быть достаточно полным, если не известны еще и средние интервалы между двумя последовательными рождениями (интергенетические интервалы), а в случае брачной когорты также между вступлением в брак и первым рождением (протогенетический интервал). Методы оценки средней величины интервала могут быть разными и зависят от качества исходной информации.

Если при текущей регистрации каждого рождения фиксировать дату предыдущего рождения, а также дату вступления в данный брак, то можно затем распределить все рождения каждой очередности по времени, истекшему с момента предыдущего, т. е. $(j-1)$ -го, рождения, а для первого рождения — по времени, истекшему с момента заключения брака. Скажем, какая-то часть четвертых рождений происходит, пока не истечет еще и одного года после третьего рождения (т. е. пройдет полных 0 лет), какая-то часть — по истечении одного года, двух лет и т. д., вообще по истечении l лет. Общее число четвертых рождений B^4 складывается из суммы всех B_l^4 , т. е. четвертых рождений, происшедших через 0, 1, 2, ..., n лет после третьего рождения: $B^4 = \sum_{l=0}^n B_l^4$. Соответственно для любой j -й очередности

$$B^j = \sum_{l=0}^n B_l^j, \quad (50)$$

где l — число лет, прошедших после $(j-1)$ -го рождения.

Следовательно, средний интервал между j -м и $(j-1)$ -м рождениями

$$\bar{l}^j = \frac{\sum_{l=0}^n B_l^j l}{B^j}.$$

Прото- и интергенетические интервалы обнаруживают определенную связь с числом рождаемых детей: при большем числе рождений они обычно меньше, и наоборот. Поэтому, если исходные данные позволяют дифференцировать интервалы между рождениями в зависимости от конечного числа рождений у женщин (например, при ретроспективном опросе женщин, уже окончивших деторождение), средний интервал может быть определен более точно. Если \bar{l}^{jk} — средний интервал между j -м и $(j-1)$ -м рождениями у женщин, родивших k детей (его можно вычислить по формуле, аналогичной предыдущей), то общая средняя величина j -го интервала

$$\bar{l}^j = \frac{\sum_{k=j}^m \bar{l}^{jk} W^k}{\sum_{k=j}^m W^k},$$

где W^k — число женщин, родивших k детей; m — максимальное значение k .

Иногда бывает необходимо вычислить среднюю длину интервалов, «первых с конца», в частности последнего, r -го. Тогда

$$\bar{l}^r = \frac{\sum_{j,k=1}^m \bar{l}^{jk} W^k}{W}, \quad (51)$$

где W — общее число обследованных женщин, родивших хотя бы одного ребенка [28, с. 173–176].

Так же вычисляется и предпоследний интервал.

Знание интервалов между рождениями в сочетании со знанием вероятностей очередного рождения позволяет в ряде случаев анализировать и прогнозировать динамику числа рождений, не обращаясь к информации о возрасте или продолжительности состояния.

Представим себе искусственную когорту женщин, объединенных одним признаком — $(j-1)$ -м рождением. Ее исходная численность равна числу таких рождений B^{j-1} , а величина

$$\theta_l^j = \frac{B_l^j}{B^{j-1}}$$

представляет собой приведенное (к одной и той же начальной

численности когорты) число j -х рождений, происшедших через l лет после $(j-1)$ -го рождения. Не трудно увидеть, что

$$\sum_l \theta_l^{j+1} = \frac{\sum_l B_l^{j+1}}{B^j} = \frac{B^{j+1}}{B^j} = a^j. \quad (52)$$

Иными словами, сумма приведенных рождений $\sum_l \theta_l^{j+1}$ равна вероятности $(j+1)$ -го рождения. Поэтому отношение (31) можно трактовать как характеристику распределения вероятности a^j по времени ее реализации:

$$\sum_l \alpha_l^{j+1} = 1. \quad (53)$$

Замечено, что распределение α_l^{j+1} обладает относительно высокой устойчивостью, мало меняется во времени и пространстве, в то время как вероятности a^j могут сильно меняться от населения к населению и от периода к периоду. Учитывая это обстоятельство, Л. Анри предложил несколько стандартных шкал таких распределений для ряда типичных ситуаций (они приведены в книге: *Пресса Р. Народонаселение и его изучение*. М., 1966, с. 443).

Каково практическое применение подобных шкал? Покажем это на примере. В 1975 г. в СССР родилось 1315,9 тыс. вторых детей. Эти 1315,9 тыс. вторых рождений складывались из: вторых рождений у тех женщин, которые родили первый раз в 1974 или 1975 г., т. е. происшедших через 0 лет после первого рождения:

$$B_0^2 = B^1 \theta_0^2 = B_0^1 a_0^1 \alpha_0^2;$$

вторых рождений у тех женщин, которые родили в первый раз в 1973 или 1974 г., т. е. происшедших через 1 год после первого рождения:

$$B_1^2 = B^1 \theta_1^2 = B_1^1 a_1^1 \alpha_1^2;$$

.....

вообще вторых рождений, происшедших через l лет после первого рождения:

$$B_l^2 = B^1 \theta_l^2 = B_l^1 a_l^1 \alpha_l^2.$$

Общая же сумма вторых рождений 1975 г. равна

$$B_{1975}^2 = \sum_l B_l^2 = \sum_l B_l^1 a_l^1 \alpha_l^2.$$

То же в общем виде:

$$B_l^{j+1} = \sum_l B_l^{j+1} = \sum_l B_l^j a_l^j \alpha_l^{j+1}. \quad (54)$$

Здесь l (точнее, l^{j+1} , но индекс опущен, чтобы не делать запись слишком громоздкой) может принимать значения 0, 1, 2, ..., n лет.

Пусть

$$a_l^j = a^j + c_l^j, \quad (55)$$

где a^j — величина, не зависящая от l , а c_l^j — возможные в каждом году отклонения a_l^j от a^j . Тогда

$$B_l^{j+1} = a^j \sum_l B_l^j \alpha_l^{j+1} + \sum_l B_l^j c_l^j \alpha_l^{j+1}, \quad (56)$$

а после деления на $\sum_l B_l^j \alpha_l^{j+1}$

$$\frac{B_l^{j+1}}{\sum_l B_l^j \alpha_l^{j+1}} = a^j + \frac{\sum_l B_l^j c_l^j \alpha_l^{j+1}}{\sum_l B_l^j \alpha_l^{j+1}}. \quad (57)$$

Назовем величину

$$A_l^j = a^j + \frac{\sum_l B_l^j c_l^j \alpha_l^{j+1}}{\sum_l B_l^j \alpha_l^{j+1}} \quad (58)$$

вероятностью очередного $(j+1)$ -го рождения в T -м году. Так как

$$A_l^j = \frac{B_l^{j+1}}{\sum_l B_l^j \alpha_l^{j+1}}, \quad (59)$$

то для получения этой величины необходимо иметь данные о распределении α_l^{j+1} , которые есть далеко не всегда. Но мы можем воспользоваться стандартной шкалой.

В табл. 11 приведен расчет значений вероятностей вторых рождений за 1975–1983 календарные годы для СССР с применением одной из шкал Л. Анри ($\alpha_0^2 = 0,02$; $\alpha_1^2 = 0,22$; $\alpha_2^2 = 0,33$; и т. д.).

Каждая графа получена умножением числа первых рождений соответствующих лет на величину долей α^2 . Например, для 1980 г. имеем: $2272,8 \times 0,02 = 45,46$; $2250 \times 0,22 = 495,00$ и т. д.

Как интерпретировать полученные результаты — значения $A_{1975}^1, A_{1976}^1, \dots, A_{1983}^1$? Можно рассуждать следующим образом.

Если вероятность a_l^j меняется от года к году в результате

Таблица 10

Расчет вероятностей второго рождения в 1975–1983 гг. в СССР

Год	Число первых рождений	$B_l^j \alpha_l^j$																					
		1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	$\sum B_l^{j+1} \alpha_l^{j+1}$	B_l^j	A_l^j										
1965	1458,1	14,58																					
1966	1473,4	29,46	14,73																				
1967	1475,3	29,50	29,50	14,75																			
1968	1522,0	45,66	30,44	30,44	15,22																		
1969	1600,9	64,04	48,03	32,02	32,02	16,01																	
1970	1771,6	106,32	70,88	53,16	35,44	35,44	17,72																
1971	1883,8	169,56	113,04	75,36	56,52	37,68	37,68	19,30															
1972	1930,1	308,80	173,70	115,80	77,20	57,90	57,90	38,80															
1973	1940,4	640,20	310,40	174,60	116,40	77,60	77,60	38,80	19,30														
1974	2042,0	449,24	673,86	326,72	183,78	122,52	81,68	58,20	38,80	18,84													
1975	2084,0	41,68	458,48	687,72	333,44	187,56	125,04	83,36	62,52	37,68	18,84												
1976	2142,0	—	42,84	471,24	706,86	342,72	192,78	127,98	85,68	64,26	40,84												
1977	2132,9	—	—	42,66	469,26	703,89	341,28	191,97	127,98	85,32	64,26												
1978	2205,8	—	—	—	44,12	485,32	727,98	352,96	127,98	85,32	64,26												
1979	2250,1	—	—	—	—	45,00	495,00	742,50	360,00	132,36	40,84												
1980	2272,8	—	—	—	—	—	45,46	495,00	750,09	363,68	40,84												
1981	2236,5	—	—	—	—	—	—	—	492,03	738,05	44,56												
1982	2227,6	—	—	—	—	—	—	—	44,56	490,16	—												
1983	2264,2	—	—	—	—	—	—	—	—	45,28	—												
$\sum B_l^{j+1} \alpha_l^{j+1}$	1899,04	1965,90	1965,90	2024,47	2070,26	2111,64	2161,42	2161,42	2223,34	2223,34	2201,60												
B_l^j	1315,9	1370,9	1370,9	1402,5	1434,1	1451,9	1502,8	1502,8	1608,6	1608,6	1608,6												
A_l^j	0,693	0,697	0,697	0,693	0,693	0,688	0,695	0,695	0,731	0,731	0,731												

случайных колебаний, при которых изменяются не только величина, но и знак c_t^j , то дробь в правой части выражения (58) будет, как правило, достаточно мала. В этом случае A_T будет близко к постоянной величине a^j , что можно интерпретировать как малую изменчивость, устойчивость вероятности рождения данной очередности.

Если же в изменениях вероятностей a_t^j наблюдается устойчивая тенденция к росту (возрастающие положительные или убывающие отрицательные значения c_t^j) или к снижению (возрастающие отрицательные или убывающие положительные значения c_t^j), то соответственно наблюдается рост или снижение A_T , что позволяет говорить о росте или падении вероятностей рождения этой очередности.

Данные табл. 11 свидетельствуют о том, что в 70-х годах динамика A_T в СССР не обнаруживала четкой тенденции. Можно было говорить лишь о небольших случайных колебаниях этой величины. Но в начале 80-х годов неожиданно произошло очень заметное увеличение A_T . Если знать фактическое распределение вторых рождений, скажем, 1982 г. по длине интервала между первым и вторым рождениями, то, сравнив его с распределением величин в графе 1982 г. табл. 11, можно получить очень ценную информацию о природе повышения показателей рождаемости населения СССР в начале 80-х годов. Но к сожалению, информация об интервалах между рождениями встречается крайне редко.

ДЕМОГРАФИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ БРАЧНОСТИ: ПРОБЛЕМЫ, МЕТОДЫ, ИНТЕРПРЕТАЦИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ

Создание и распадение брачных пар происходит через вступление в брак, разводы и овдовения, которые формируют брачную структуру населения. Брачная судьба поколений и брачная структура населения могут быть адекватно описаны количественно только системой показателей, которые отражают все элементы брачности и их взаимосвязь в статике и динамике.

Для формирования такой системы необходимо выделить ключевые проблемы брачности, наметить методы их решения. При этом следует определить, как тот или иной показатель должен быть интерпретирован в рамках лежащих в его основе допущений, насколько в нем учитывается влияние одних факторов и элиминируется влияние других.

Техника получения большинства измерителей брачности достаточно полно изложена в справочной и учебной литературе (см.: [10; 19; 40; 42]). Это позволяет при рассмотрении вопроса не уделять ей специального внимания, а касаться лишь тогда, когда того требует поставленная цель.

ХАРАКТЕРИСТИКИ БРАЧНОЙ СТРУКТУРЫ. Брачное состояние наряду с полом и возрастом относится к числу важнейших структурных характеристик населения в анализе его воспроизводства.

При рассмотрении брачной структуры главная задача — определение уровня брачности. Этот уровень в отдельных возрастах измеряется рядом долей состоящих в браке по данным переписей населения. Эти доли существенно колеблются с возрастом и не остаются неизменными в динамике. Они ценные инструменты частного анализа. Однако по ним трудно составить общее представление об уровне брачности.

Наиболее простым подходом к измерению общего уровня брачности является расчет доли состоящих в браке в бракоспособном возрасте.

Такие показатели подвержены сильному влиянию структурных факторов, так как возрастной состав мужского и женского населения может существенно изменяться от переписи к переписи. Например, опубликованные данные переписей населения СССР показывают рост общего уровня брачности у мужчин с 70 % в 1959 г. до 72 % в 1970 г. [15, с. 263]. Однако стан-

дартизация свидетельствует о другом. При той же возрастной структуре, что и в 1959 г., только 69% мужчин бракоспособного возраста состояло бы в браке в 1970 г.

Используя показатели переписи, необходимо по возможности стандартизовать их. С этой целью можно использовать показатель продолжительности жизни в браке без учета смертности. Он не зависит от сложившейся возрастной структуры и может быть получен по данным переписи как сумма произведений долей состоящих в браке на величины возрастных интервалов, к которым относятся эти доли. Проблема выбора стандарта решается здесь путем придания равного веса всем возрастам.

Подобным образом можно получать обобщающие показатели и для других брачных состояний: продолжительность жизни до вступления в первый брак, во вдовстве и разводе, не состоя в браке никогда. При вычислении последнего показателя учитывается доля времени от общего числа лет, которая приходится на тех, кто не вступил в брак до 50 лет.

Эти показатели для населения нашей страны за 1897 и 1979 гг. приведены в табл. 1. Они свидетельствуют о том, что снижение уровня брачности женщин в возрасте 15–49 лет произошло из-за распространения развода, перекрывшего сокращение частоты вдовства, тогда как общее число лет жизни до вступления в брак и тех, кто никогда не вступает в брак, осталось без изменения в этих возрастных пределах.

Таблица 1

Распределение числа лет, прожитых женщинами в прокреативном возрасте по брачному состоянию (по данным переписей населения; составлено по: [22, с. 89; 23, с. 80–81])

	Замужем	В разводе	Во вдовстве	До вступления в брак	Никогда не вступавшие в брак	Всего
Европейская Россия, 1897 г.	25,0	0,1	2,1	6,1	1,7	35,0
СССР, 1979 г.	23,6	2,5	1,1	6,2	1,6	35,0

Показатели продолжительности пребывания в браке для отдельных когорт можно получить по данным обследований и переписей населения, если в них содержится прямой вопрос о длительности жизни в браке или отмечается дата заключения и прекращения каждого брака.

Характеристики смертности могут существенно влиять на вклад брачной структуры в воспроизводство населения. Это

также следует учитывать при определении уровня брачности. Такие оценки получают по данным переписи населения и таблицам смертности (см.: [30]).

В отличие от обычного показателя средней продолжительности предстоящей жизни в показателе ожидаемой продолжительности жизни в браке учитывается лишь часть жизни, приходящаяся на пребывание в браке. Он представляет собой среднее число лет жизни, которое при данном порядке вымирания и частоте пребывания в браке, характеризуемой возрастными долями состоящих в браке, предстоит прожить в браке любому лицу, достигшему возраста, для которого вычисляется показатель. Наибольшее значение для исследования имеют показатели, полученные для начального возраста брачности. В табл. 2 приведены в качестве примера характеристики уровня брачности для достигших 16 лет. Подобным образом можно получать оценки ожидаемой продолжительности жизни в разводе и вдовстве.

Таблица 2

Ожидаемая продолжительность жизни в браке в Европейской России и в СССР для мужчин и женщин, достигших 16 лет (составлено по: [7, с. 297–299; 8, с. 2–3; 21, с. 112; 22, с. 89; 23, с. 80–81])

Годы	Мужчины		Женщины	
	лет	% к общей продолжительности предстоящей жизни	лет	% к общей продолжительности предстоящей жизни
1896–1897	31,5	71	28,7	65
1926–1927	34,6	74	29,9	59
1938–1939	34,6	73	29,0	55
1958–1959	41,2	77	28,3	47
1968–1971	39,6	77	32,8	55
1978–1979*	39,3	76	33,7	56

* Оценка с использованием таблиц смертности за 1968–1971 гг.

Для анализа рождаемости большое значение имеет показатель ожидаемой продолжительности жизни женщин в браке для прокреативного возраста 15–49 лет, при вычислении которого учитывается только число лет, которое им предстоит прожить в этих возрастных пределах. Рассмотрение величин данного показателя целесообразно вести в сравнении со значениями показателя продолжительности жизни в браке без учета смертности.

Суммарные коэффициенты брачности для населения Европейской России и СССР (составлено по: [5, с. 142, 150; 7, с. 299; 12, с. 68; 13, с. 77; 15, с. 12—13; 20, с. 126])

Годы	Все браки	Мужчины		Все браки	Женщины	
		в том числе в возрастах до 50 лет			в том числе в возрастах до 50 лет	
		первые	повторные		первые	повторные
1896—1897	1,19	0,99	0,87	0,10
1969—1970	1,52	1,14	0,17	1,32	1,08	0,15
1978—1979	1,41	1,03	0,20	1,29	1,02	0,19

Поскольку плодовитость женщин различна в отдельных возрастах, этот фактор также следует учитывать в анализе. В качестве специальных измерителей, отражающих степень, в которой уровень брачности способствует достижению максимума потенциальной рождаемости, предложены индексы доли женщин, состоящих в браке в прокреативных возрастах (см.: [18]). Индексы построены так, что больший вес (веса — характеристики рождаемости гуттеритов) придается пребыванию в браке в плодovitых возрастах.

Все рассмотренные показатели уровня брачности для гипотетического поколения, получаемые на основе данных о состоянии в браке, являются отражением предшествующих моменту переписи событий брачной истории населения. При их интерпретации всегда следует учитывать, насколько ситуация далека от стабильности.

ХАРАКТЕРИСТИКИ БРАЧНОГО ДВИЖЕНИЯ.

Анализируя формирование брачной структуры населения, естественно обратиться прежде всего к вопросу, какова общая частота создания новых брачных пар.

Для нахождения частоты событий среди бракоспособного населения отдельно для мужчин и женщин вычисляют специальные коэффициенты брачности. Эти измерители нуждаются в стандартизации по возрастному составу.

Среднее число вступлений в брак в поколении характеризуется суммарным коэффициентом брачности, который рассчитывается аналогично суммарному коэффициенту рождаемости. Суммарный коэффициент брачности равен совокупной величине суммарных коэффициентов первых и повторных браков.

Используя в анализе суммарные коэффициенты брачности, рассчитанные для гипотетических поколений, необходимо принимать во внимание величины суммарных коэффициентов первых браков для интервала возраста до 50 лет. В случае, когда они больше единицы, это свидетельствует об омоложении брачности. Напротив, их значения становятся заметно ниже единицы в периоды распространения откладывания браков. Как показывают данные табл. 3, динамика возраста вступления в первый брак вела к снижению значений суммарных коэффициентов в конце XIX в. и повышению в 1969—1970 гг. С падением величины суммарных коэффициентов первых браков к 1978—1979 гг. снизилась и величина рассматриваемых показателей.

Суммарные коэффициенты брачности стандартизованы по возрастному составу, что делает их пригодными для сопоставлений. Однако они зависят от различий в брачной структуре населения. На их основе можно получить оценки среднего чис-

ла вступлений в брак для тех, кто когда-либо состоял в нем. Для этого достаточно увеличить суммарный коэффициент брачности пропорционально доле тех, кто когда-либо вступал в брак.

Естественно, что для реальных поколений показатель среднего числа вступлений в брак для тех, кто когда-либо состоял в нем, в отличие от суммарного коэффициента брачности всегда больше единицы. Для гипотетических поколений его величина, однако, может быть меньше единицы в случае изменения календаря брачности и (или) частоты окончательного безбрачия. Так он становится индикатором перемен.

По данным табл. 3 и показателям окончательного безбрачия с 1897 по 1979 г. (см. с. 85), среднее число вступлений в брак среди тех, кто когда-либо вступал в брак, поднялось у мужчин с 1,23 до 1,44 и у женщин с 1,04 до 1,35.

Общую частоту вступления в брак в отдельных возрастах показывают возрастные коэффициенты брачности.

При рассмотрении первых браков важнейшими задачами являются измерение возраста первого вступления в брак и нахождение доли не вступающих в брак вообще в каждом поколении (распространенности окончательного безбрачия).

Наиболее простым и часто единственным доступным методом решения обеих задач служит использование в качестве измерителей долей никогда не состоявших в браке, даваемых переписями населения. Конечно, наличие дифференциальной смертности и миграции наряду с обычным для переписей некоторым недоучетом одиноких делает их лишь приближенными измерителями календаря брачности (частоты вступления в первый брак в отдельных возрастах) и распространенности окончательного безбрачия. Однако на практике оценки, да-

ваемые долями никогда не состоявших в браке, особенно для женщин, являются достаточно надежными.

Показатель, характеризующий распространенность окончательного безбрачия, может быть получен по данным переписи населения как доля лиц, никогда не состоявших в браке, в близкой к 50 годам возрастной группе (условной верхней границе плодovитого возраста для женщин, выше которой вступления в первые браки крайне редки).

В качестве обобщающего показателя для ряда возрастных долей, не состоявших в браке, используют предложенный Дж. Хаджналом [42, с. 134] расчетный средний возраст вступления в первый брак (см. с. 94). Расчетные средние возрасты вступления в первый брак сопоставимы как по территории, так и во времени. Напротив, полученные по данным текущей регистрации браков средние возрасты зависят от возрастной структуры и несопоставимы.

Особенно значительны колебания среднего возраста вступления в первый брак среди женщин. Его типология дана в табл. 4.

Таблица 4

Типология возраста вступления в первый брак для женщин
(составлено по: [11, с. 40–43; 41, с. 90–93])

Возраст вступления в первый брак	Процент никогда не состоявших в браке в возрасте 20–24 года	Расчетный средний возраст вступления в первый брак, лет
Низкий	Менее 30	До 21
Средний	30–49	21–22
Высокий	50 и более	23 и более

Обычно наблюдается совпадение выводов при использовании долей никогда не бывших в браке в возрастной группе, близкой к 20 годам, и расчетных средних возрастов вступления в первый брак. Однако такое совпадение не может быть полным, так как распространенность окончательного безбрачия колеблется в широких пределах, иногда превышая 30% для мужчин (Ирландия), а в других случаях не достигая и 1% для женщин (некоторые страны Востока). Это следует учитывать при использовании долей никогда не состоявших в браке. В случае различия сравниваемых долей и неодинаковых показателей окончательного безбрачия величины последних должны приниматься во внимание. Уровень окончательного безбрачия

считается низким, когда он не достигает 5%, средним – при 5–9% и высоким – при 10% и более [11].

Только по показателям переписей можно сравнить возраст вступления в первый брак в Европейской России и в СССР одновременно для лиц каждого пола. В 1979 г. расчетный средний возраст вступления в первый брак составлял 24,2 года для мужчин и 21,4 года для женщин и был тем же, что в Европейской России в конце XIX в. [7, с. 143].

Для величин суммарных коэффициентов первых браков, рассчитанных для интервала возраста до 50 лет для гипотетического и реальных поколений Р. Пресса, выведены соотношения, которые позволяют количественно оценить сдвиги в возрасте вступления в первый брак [38, с. 119–122]. Так, за последний межпереписной период снижение среднего возраста вступления в первый брак для всего населения страны составило 0,9 года и для мужчин и для женщин, если предположить, что доли когда-либо вступавших в брак к 50 годам были неизменны и равны тем, которые учла перепись населения 1979 г. По ее данным, в СССР в возрасте 40–49 лет никогда не состояли в браке 2% мужчин и 4% женщин [22, с. 89]. Отметим, что в конце XIX в. в Европейской России эти показатели были равны соответственно 4 и 5% [23, с. 80–81].

Детально проблема может быть проанализирована с помощью специальных таблиц первых браков. В табл. 5 представлены в качестве примера, сведенные воедино, даваемые ими основные характеристики первых браков для женщин за отдельные периоды демографической истории населения СССР.

Таблица 5

Некоторые показатели специальных чистых таблиц первых браков для женщин Европейской России и СССР
(составлено по: [5, с. 142; 7, с. 165, 206; 9, с. 58])

Годы	Доля не вступивших в брак в % к возрасту			Вероятность вступить в брак для не вступивших в брак в % к возрасту		Средний возраст вступления в первый брак
	20 лет	30 лет	50 лет	20 лет	30 лет	
1897	67,3	7,3	4,9	92,7	32,0	21,7
1949–1959	67,9	12,9	8,0	88,3	38,1	22,3
1975–1978	65,9	8,3	3,2	95,1	61,4	22,05

Поскольку доля тех, кто никогда не вступал в брак, существенно варьирует, при сравнениях на основе данных таблиц брачности точнее будет пользоваться числами не вступивших

в брак в отдельных возрастах, полученными для тех, кто в конечном счете вступает в брак.

Именно их брачность имеет определенное постоянство и может быть выражена аналитически. Исходя из этого, Э. Дж. Коулом разработана модель, дающая связь долей женщин, когда-либо состоявших в браке в 5-летних группах возраста по данным переписи населения, с функцией, названной им стандартной функцией частоты первых браков [31; 32]. Она пригодна как для построения таблиц брачности, так и для аналитических целей.

Измерение прекращения браков должно дать ответы на несколько вопросов, главные из которых: как часто прекращаются браки? По какой причине? Как долго они существуют?

Если общий коэффициент овдовения обычно не вычисляется, то общий коэффициент разводимости пока неоправданно остается весьма распространенным показателем ее частоты. Вычисляется он подобно общему коэффициенту брачности по отношению ко всему населению, и возможности его использования в анализе также весьма ограничены.

Для ответа на вопрос об общей частоте разводов и овдовений среди состоящих в браке используют специальные коэффициенты, при расчете которых события соотносятся с их численностью для каждого пола отдельно. Как и у других специальных коэффициентов, их значения зависят от возрастной структуры населения. Кроме того, величины специальных коэффициентов овдовения зависят от соотношения возрастов супругов в населении.

Для определения общей прочности брака применяется специальный коэффициент прекращения брака, который представляет собой отношение общего числа распавшихся браков к средней численности брачных пар. Он приблизительно равен сумме специальных коэффициентов разводимости и овдовения (расхождения могут возникать из-за различия в числах состоящих в браке мужчин и женщин).

Частота разводов и овдовений в отдельных возрастах измеряется с помощью возрастных коэффициентов. Для получения возрастных коэффициентов овдовения требуются числа овдовевших в отдельных возрастах, которые дает только учет возраста пережившего супруга. Возрастные коэффициенты разводимости зависят от того, в каком возрасте обычно вступают в брак, и от средней длительности браков, достигнутой к возрасту, для которого они получены. Это следует учитывать при их интерпретации.

Существует несколько способов определения конечной доли брачных пар, распавшихся из-за развода в гипотетической когорте. Из них отношение числа разводов данного года к чис-

лу браков, заключенных в этом году, как правило, дает минимальную оценку. Напротив, соотношение чисел разводов и всех случаев прекращения браков является максимальной оценкой. Отмеченная особенность этих моментных оценок обусловлена допущениями, лежащими в их основе (см.: [33; 39]).

Наиболее информативным из достаточно простых способов оценки является использование приведенных чисел разводов. При вычислении этих коэффициентов число расторгнутых браков данной продолжительности одного года сопоставляется с количеством браков, заключенных соответствующее число лет назад. По ним можно рассмотреть, за счет чего складывается та или иная частота разводов. Однако используемые для моментных оценок их суммы зависят от сдвигов в календаре разводимости. Так, сдвиг в направлении меньшей длительности расторгаемого брака, что, в частности, наблюдалось в СССР после 1965 г., завышал даваемые ими оценки. Возможно, что прекращение этого процесса после 1979 г. и обусловило в какой-то степени падение величин данных оценок.

Для измерения частоты разводов в реальных когортах определяют доли браков, заключенных в данном году, которые распадутся вследствие развода при определенной длительности брака. Данные табл. 6, где они сопоставлены с моментными оценками, хорошо показывают, что моментные оценки не могут рассматриваться как прогноз.

Таблица 6

Конечная доля браков, прекратившихся вследствие развода (СССР, %; составлено по: [7, с. 212; 17, с. 36; 25, с. 20])

Годы	В гипотетической брачной когорте данного года			В реальной брачной когорте данного года (экстраполированные данные по приведенным числам разводов 1979 г.)
	оценка по соотношению чисел разводов и заключенных браков	оценка по соотношению чисел разводов и всех случаев прекращения браков	оценка по сумме приведенных чисел разводов	
1960	10,4	...	12,3	24,9
1965	17,9	32,1*	16,1	33,1
1970	26,9	...	29,2	36,5
1975	28,8	46,0**	34,2	38,7
1979	33,0	...	39,3	...
1982	32,6	...	35,8	...

* В среднем за 1959 – 1969 гг.

** В среднем за 1970 – 1978 гг.

Наиболее подробное описание прекращения браков в когорте дают специальные демографические таблицы. В совокупности оно может быть получено как следствие всех причин распада брака, в комбинированной таблице овдовения и разводимости (таблице прочности брака). В чистой таблице овдовения элиминируется влияние разводимости, в чистой таблице разводимости — влияние овдовения. То, что эти демографические таблицы описывают прекращение браков в когорте по-разному, целесообразно использовать в анализе.

С их помощью можно показать, что, рассматривая распространенность разводимости, не следует переоценивать воздействие на нее частоты овдовения. Так, по комбинированной таблице прекращения брака, по данным 1968—1971 гг., распалось 23,8% пар из-за развода [6, с. 75]. Если бы смертность была такой высокой, как в конце XIX в., то тогда их доля снизилась бы до 21,6%. При полном отсутствии смертности эта доля могла увеличиться до 25,0%.

Для определения распространенности разводов в поколении используют суммарный коэффициент разводимости, который, элиминируя влияние возрастной структуры, показывает среднее число разводов на протяжении жизни одного лица.

Только эти показатели практически позволяют в динамике оценить, насколько частота развода высока среди лиц каждого пола. В СССР их величины в 1960 г. составляли в интервале 16—49 лет 0,18 для мужчин и 0,14 для женщин и к концу 70-х годов превысили соответственно 0,46 и 0,44 [7, с. 209].

Заканчивая рассмотрение измерения прекращения браков, отметим, что нельзя получить адекватного представления о частоте их распада по данным о долях разведенных и вдовых, даваемым переписями населения, так как они зависят от распространенности повторных браков.

Измерение распространенности повторных браков требует ответа на вопросы о том, как часто и как скоро овдовевшие и разведенные вступают в новый брак и насколько эти браки компенсируют распавшиеся.

На первый из названных вопросов можно получить ответ с помощью вычисления специальных и возрастных коэффициентов повторных браков. Поскольку частота брачности разведенных и вдовых не одинакова, для выяснения ее особенностей, когда для этого есть необходимые данные, целесообразно отдельно вычислять коэффициенты для разведенных и вдовых. Каждый коэффициент повторных браков является средней взвешенной из величин этих коэффициентов (веса — численности разведенных и вдовых, по отношению к которым они вычисляются).

Поскольку совокупности, для которых идет расчет этих по-

казателей в течение периода, принятого при вычислении, интенсивно изменяются в результате новых случаев разводов и овдовений и следующих за ними повторных браков, они являются разновидностью ультраподвижного населения. Наиболее подробно особенности измерения частоты событий для него исследованы в отношении смертности (см.: [2, с. 154—164]). Вычисление коэффициентов в этом случае только с использованием данных переписи о числе разведенных и вдовых, приходящемся на середину периода, для которого они определяются, как обычно делается, ведет к недооценке объема продуцирующей совокупности.

Ответа на вопрос о том, какая часть разведенных и вдовых как быстро вновь вступает в брак, специальные и возрастные коэффициенты не дают.

Для вторых браков, составляющих большинство повторных браков, доли вступающих в них разведенных и вдовых в зависимости от времени, прошедшего после распада первого брака, можно получить по данным специальных таблиц вторых браков, которые строятся по материалам обследований. Однако на практике нельзя корректно учесть браки более высокой очередности даже в обследованиях.

Сопоставление по данным для одного периода всех случаев распада браков и повторных вступлений в брак, конечно, дает лишь приближенную оценку степени компенсации повторными браками разводов и овдовений.

Среднее число вступлений в повторные браки в поколении дают суммарные коэффициенты повторных браков. Возвращение к данным табл. 3 позволяет на основе этих показателей заключить, что в возрастах до 50 лет частота повторных браков у женщин увеличилась по сравнению с концом прошлого века почти в 2 раза и приблизилась к частоте таких браков у мужчин.

Необходимо отметить, что суммарные коэффициенты повторных браков, полученные для гипотетических поколений, зависят от воздействия сдвигов в календаре первых браков и разводов. В случае роста частоты этих процессов величины коэффициентов будут повышаться. Таким образом, анализ повторных браков требует учета предшествующих стадий брачного движения.

Если характеристики первых браков наиболее разработаны и обоснованы, то показатели повторных браков нуждаются в дальнейшем развитии, и их измерение остается наиболее трудной проблемой из рассмотренных задач анализа брачного движения.

СОСТАВ НАСЕЛЕНИЯ И ФОРМИРОВАНИЕ БРАЧНЫХ ПАР. Анализируя влияние демографических

структур на брачность, необходимо найти ответы на вопросы, насколько состав населения благоприятен для заключения браков и какие социально-культурные и демографические признаки влияют на выбор супруга.

Простейший подход к первой проблеме заключается в сравнении общего количества мужчин и женщин в бракоспособных возрастах с выделением из них тех, которые не состоят в браке. При рассмотрении отдельных возрастных групп более интересные результаты дает сопоставление численности мужчин и женщин с учетом разницы в возрасте супругов.

До настоящего времени наиболее значительные результаты были получены при анализе реальных случаев нарушения равновесия полов в результате войн. Связь между соотношением полов и характеристиками брачной структуры и брачного движения для периода после Великой Отечественной войны успешно исследовалась методами корреляционно-регрессионного анализа [4; 24].

При определении степени нарушения брачности для поколений из-за войны нашло применение получение теоретических возрастных вероятностей вступления в первый брак с помощью уже упомянутой модели Э. Дж. Коула, что позволило установить распространенность откладывания браков [14].

Опыт показывает, что комплексное рассмотрение компенсирующего влияния на послевоенную брачность изменения комбинации поколений, сверхбрачности и других факторов требует очень сложных вычислений, основанных на различных допущениях о тенденциях брачности, с целью получения ее теоретического уровня для сравнения (см.: [1]).

Для оценки возможности вступления в брак используют потенциалы брачности для мужчин и женщин, указывающие теоретически возможное максимальное число тех, кто может вступить в брак. При их расчете исходят из сложившегося на данный момент сочетания характеристик вступающих в брак [27]. На основе этих показателей можно получить оценки минимальной доли тех, кто не имеет вообще шансов на замужество при данной структуре населения.

В демографическом анализе брачной ситуации следует наряду с возрастом учитывать и другие признаки. Одним из наиболее значимых из них сегодня, вероятно, выступает образование. Одновременный учет нескольких характеристик через снижение величин потенциалов брачности позволяет показать ограничение возможности вступления в брак из-за их совокупного влияния.

В определенной степени индикаторами брачной ситуации могут быть данные о динамике внебрачной рождаемости, когда сдвиги в ней не связаны с изменением института брака. Так,

о некотором ухудшении брачной ситуации в РСФСР, на наш взгляд, свидетельствует двукратное повышение числа внебрачных рождений с 1970 по 1978 г. [3].

Известно немалое число попыток разработки моделей, отражающих влияние половозрастной структуры на брачность, в основе которых лежат разные подходы (см. обзоры: [34; 37]). Однако проблема далека от решения, поскольку нет ее точной математической формулировки [16].

Выявление влияния демографических структур на брачность требует также определения того, каковы матримониальные предпочтения.

Подбор брачных пар труден для измерения. Кроме склонности лиц, входящих в определенные группы, к вступлению в брак друг с другом на него оказывает влияние реальная возможность встреч потенциальных брачных партнеров, принадлежащих к этим группам, а также разная интенсивность брачности в каждой из групп.

Первичный статистический материал, отражающий подбор брачных пар, прежде всего находит свое отражение в таблице распределения зарегистрированных браков по характеристикам жениха и невесты. На ее основе можно рассчитать относительные показатели сочетания характеристик вступивших в брак, коэффициент ассоциации Юла, критерий согласия Пирсона и другие статистические показатели тесноты связи, рассматривая их как измерители гомогамии, что, впрочем, будет лишь весьма приближенным решением задачи.

Для измерения степени тяготения и отталкивания между группами населения при заключении браков были созданы специальные показатели, получившие название индексов брачности. Они основаны на допущении о равновероятности контактов между потенциальными партнерами. Такое предположение далеко не соответствует действительности, так как мужчины и женщины обычно находят своего будущего супруга в одной из первичных малых групп, к которой они оба принадлежат [35].

Обусловлено это тем, что контакты каждого лица неизбежно ограничены, не являются независимыми и новые знакомства определяются в основном существующим кругом общения. Однако данное обстоятельство индексы брачности не учитывают. Они построены исходя из сопоставления реальных соотношений с чисто случайными, как и обычные статистические меры тесноты связи, что является их недостатком. К тому же эти измерители не принимают во внимание все другие признаки, кроме рассматриваемых. В отечественной демографической практике получила некоторое распространение система индексов, разработанная М. В. Птухой [26].

Другое решение проблемы возможно на основе дифференциации таблиц брачности при введении в них показателей, характеризующих брачных партнеров. В этом случае измерение частоты сочетания в первом браке с лицами различных групп должно быть получено на основе специальных таблиц первых браков, тогда как рассмотрение всех случаев подбора брачных пар без учета порядка брака требует использования показателей общих таблиц брачности.

Исчисление дифференцированной таблицы брачности дает возможность нахождения средних возрастов и общих вероятностей вступления в брак с лицами из разных групп населения [29].

Такие таблицы учитывают разную интенсивность брачности в рассматриваемых группах населения. Их показатели позволяют также при подробной дифференциации элиминировать влияние возрастной структуры того пола, для которого идет расчет.

Использование в анализе информационных мер зависимости, рассчитанных на основе данных дифференцированных таблиц брачности, способно дать, как нам представляется, достаточно адекватные результаты. Методы получения информационных мер зависимости в настоящее время хорошо разработаны (см.: [28]). Общая и частная энтропии все более широко применяются в качестве меры дисперсии качественных признаков. Именно такими являются все основные переменные, по которым происходит подбор брачных пар, кроме возраста.

При интерпретации результатов следует учитывать особенности брачной ситуации, так как только во взаимосвязи с ними в подборе брачных пар реализуются matrimониальные предпочтения.

ВЗАИМОСВЯЗЬ ХАРАКТЕРИСТИК БРАЧНОСТИ. Множество показателей брачности, отражающих разные аспекты сложного процесса, представляет систему, в которой связи измерителей между собой показывают реальные связи явлений, и поэтому показатели, что не раз уже было продемонстрировано, взаимодополняют друг друга, а не взаимозаменяют.

Во многих случаях для измерения одного и того же феномена следует пользоваться не одним, а несколькими показателями, так как нет измерителей, абсолютно свободных от посторонних воздействий, и разные показатели в неодинаковой степени испытывают влияние отдельных факторов, которые надо элиминировать в ходе анализа. Пример тому — извечное стремление устранить воздействие возрастной структуры, с одной стороны, и учесть, выявить его — с другой. В частности, показатели, учитывающие реальное влияние этой струк-

туры на брачность, как известно, необходимы для анализа рождаемости.

Многие измерители брачности, как неоднократно отмечалось нами, зависят от возрастной структуры населения, и этот фактор необходимо вычленивать. Однако следует исходить из того, что реальный процесс зависит от возрастной структуры и лишь совместный анализ нескольких показателей, на которые по-разному влияет возрастная структура, позволяет понять его внутреннюю динамику.

В рассмотрении брачности надо обязательно сочетать продольный и поперечный анализ, так как, хотя каждое поколение имеет свою неповторимую судьбу, в процессе жизни оно взаимодействует с другими поколениями в рамках меняющейся брачной ситуации. Возможность отличить характерное для поколения от воздействия брачной ситуации данного момента позволяет отделить временные, конъюнктурные сдвиги от фундаментальных исторических тенденций. Так, перепады в числах рождений создают ряд демографических волн в изменении брачной ситуации и наоборот влияют на брачную судьбу отдельных поколений. Только сочетание продольного и поперечного анализа создает условие для того, чтобы понять это, разделить проявления и оценить последствия. Здесь обязательно надо иметь в виду, что данные продольного анализа особенно важны для прогноза.

В изучении взаимосвязи характеристик брачности остается без практического решения задача полного описания брачного движения. Теоретически методика рассмотрения вступления в брак любого порядка исходя из принципа бесповторности наряду с получением показателей прекращения брака любого порядка на основе того же принципа хорошо разработана (см.: [36]). Однако для получения всей системы демографических таблиц, характеризующих брачное движение, при таком подходе требуются столь подробные статистические материалы, что в настоящее время их, вероятно, не дает статистика ни одной страны.

Особой проблемой является определение зависимости брачной структуры населения от характеристик брачного движения. Пока только может быть выражена аналитическая связь между средней совокупной длительностью жизни в браке и после него (в разводе и вдовстве) для женщин прокреативного возраста с уровнем окончательного безбрачия и расчетным средним возрастом вступления в первый брак¹.

¹ Если известны, по данным переписи населения, доли никогда не состоявших в браке в отдельных возрастах (C_x), в том числе доля для возраста 50 лет (C_{50}), характеризующая уровень окончательного без-

Полученные нами в результате вычисления данные (табл. 7) показывают, что совокупная длительность пребывания в браке, вдовстве и разводе может существенно варьировать в зависимости от изменения характеристик вступления в первый брак,

Таблица 7

Средняя совокупная длительность жизни в браке и после него (в разводе и вдовстве) для женщин прокреативного возраста

Уровень окончательного безбрачия, %	Расчетный средний возраст вступления в первый брак, лет			
	15	21	23	28
0	35,0	29,0	27,0	22,0
5	33,3	27,6	25,7	20,9
10	31,5	26,1	24,3	19,8
25	26,3	21,8	20,3	16,5

соответствующих ранее приведенной их типологии (в качестве крайних точек использованы данные демографической истории Ирландии). Это надо учитывать, сравнивая разные уровни брачности.

Сопоставление данных табл. 1 и 7 позволяет заключить, что ни высокая частота овдовений в конце XIX в. в Европейской России, ни пришедшая ей на смену высокая распространенность разводов в настоящее время в СССР не могут оказать столь сильного влияния на уровень брачности женщин прокреативного возраста, как колебания возраста вступления в первый брак и уровня окончательного безбрачия.

Применяя показатели брачности, следует учитывать и сопоставимость лежащих в основе их вычисления материалов. Неполная сопоставимость сведений о брачности из разных источников, которая обусловлена их особенностью, требует максимально возможного автономного использования материалов. Явное преимущество на стороне тех методов, которые удовлетворяют этому требованию. Большая часть показателей может быть получена на основе одного источника информации, что обеспечивает высокую степень надежности результатов.

брачия, то расчетный средний возраст вступления в первый брак (\bar{x}) находится по формуле:

$$\bar{x} = 15 + \frac{\sum_{15}^{49} C_x - 35C_{50}}{1 - C_{50}}$$

Для средней совокупной длительности жизни в браке и после него в возрасте 15–49 лет (T_{em}) может быть предложено следующее выражение: $T_{em} = (1 - C_{50})(50 - \bar{x})$.

Надежность показателей брачности, получаемых из комбинации сведений переписи, где учет основан на самоопределении и текущей регистрации, которая служит юридическим целям, намного меньше, и их точность трудно оценить.

Вместе с тем сопоставление одних и тех же показателей, полученных по материалам обследований, учитывающих фактическое брачное движение, и регистрации в органах загс, позволяет выявить расхождения между ними, отражающие разные стадии формирования и распада брачных пар.

Построение демографических таблиц при наличии статистической информации не представляет значительных трудностей. Таблицы брачности, разводимости, овдовения и другие должны вычисляться регулярно, как сейчас строятся таблицы смертности и рождаемости.

Конечно, на практике нет необходимости регулярно и во всех случаях использовать всю систему показателей. Для решения каждой отдельной задачи нужны лишь определенные измерители, но надо всегда стремиться к тому, чтобы любой применяемый их набор был подсистемой, выделенной из системы для целей анализа в соответствии с существом задачи, а не набором случайных характеристик, полученных из доступных материалов.

К настоящему времени число опубликованных таблиц смертности (синонимы: таблицы выживания, таблицы дожития) изменяется многими тысячами. Эти таблицы обобщают данные по возрастной динамике смертности людей начиная со времен палеолита [17] и кончая современным периодом. Таблицы смертности построены не только для большинства стран мира [9; 22; 25], но и для огромного числа отдельных регионов различных стран (см., например: [27; 29; 31]). Традиционно такие таблицы рассчитываются отдельно для мужского и женского населения. Кроме того, нередко проводят дополнительное дробление и строят таблицы отдельно для городского и сельского населения (см., например: [29]). Существуют таблицы дожития групп населения в зависимости от их брачного состояния (состоящих в браке, вдовых, разведенных, а также никогда в браке не состоявших) [30]. Известны таблицы смертности разных профессиональных [18], социальных [14], этнических [2] групп населения, таблицы, построенные для отдельных причин смерти [10; 28]. Кроме традиционных таблиц смертности гипотетического поколения, отражающих смертность разных возрастных групп населения в момент исследования, постоянно публикуются все новые когортные таблицы смертности, отражающие выживаемость реальных поколений сверстников [19]. Следует также отметить, что наряду с таблицами смертности людей существуют таблицы, построенные для диких [21], домашних [24] и лабораторных [11] животных и даже растений [23].

Таким образом, на построение таблиц смертности затрачен и продолжает затрачиваться огромный труд, и все время совершенствуется методика их построения [20].

Исследования последних лет показали, что традиционные таблицы смертности содержат много ценной информации, требующей лишь своей расшифровки [4; 5]. Образно говоря, таблицы смертности можно уподобить тайнописи, которая на первый взгляд кажется бессмысленным набором символов, в действительности же содержит ценнейшую информацию. Продолжая эту аналогию, можно сказать, что расшифровка таблиц смертности еще только началась, но первые же результаты показали ее плодотворность. В данной статье приведены методы анализа таблиц смертности, позволяющие проводить расшифровку имеющихся в них данных, и освещены первые результаты такого подхода.

ПРОБЛЕМА ВЫБОРА «ПРАВИЛЬНОГО» ПОКАЗАТЕЛЯ. Таблица смертности содержит ряд показателей, важнейшими из которых являются: l_x — вероятность дожития до возраста x (обычно умноженная на 100 000); d_x — число умерших в возрастном интервале от x до $x + \Delta x$; q_x — вероятность смерти в возрасте x ; e_x — средняя продолжительность предстоящей жизни в возрасте x . Итак, для каждого возраста четыре показателя. Возникает вопрос: какой же из них следует использовать при анализе таблицы смертности?

На первый взгляд этот вопрос может показаться праздным, поскольку каждый из показателей содержит одну и ту же информацию. Пересчет элементов одной графы в элементы другой — не более чем арифметическое упражнение. Следовательно, эти четыре показателя отражают лишь четыре разные формы записи одной и той же информации. Однако из четырех показателей таблицы смертности только один — вероятность смерти (q_x) — является элементарным в том смысле, что его значение отражает ситуацию лишь в изучаемой возрастной группе. Поэтому разумно отдать предпочтение именно этому показателю, так как его величина определяется наименьшим числом факторов, что принципиально важно при расшифровке таблиц смертности. Вместе с тем вероятность смерти — это не самый удобный показатель для анализа смертности. Прежде всего значения вероятности смерти зависят от величины возрастного интервала, для которого они рассчитаны. Обычно такой расчет проводится для возрастных интервалов в 1 год или в 5 лет. Значения вероятности смерти с одного возрастного интервала на другой с целью сопоставления данных должны пересчитываться в соответствии с алгеброй теории вероятностей, а не путем простого умножения или деления чисел.

Итак, при расчетах с использованием вероятности смерти приходится постоянно контролировать соответствие выкладок алгебре теории вероятностей. Постоянно возникает проблема выбора возрастного интервала. Рассматривая эту проблему, Э. Ле Бра приводит следующий пример [26]. Если допустить, что вероятность смерти, рассчитанная для однолетнего возрастного интервала, растет с возрастом по закону геометрической прогрессии (закон Гомперца), то оказывается, что вероятность смерти, рассчитанная для любого другого возрастного интервала, такому закону уже следовать не может! В этом нетрудно убедиться на примере формулы перехода от однолетних к пятилетним возрастным интервалам, основанной на теории вероятностей:

$${}_5q_x = 1 - \prod_{i=0}^4 (1 - {}_1q_{i+x}),$$

где ${}_1q_x$ — вероятность смерти в течение года в возрасте x ; ${}_5q_x$ — соответствующая вероятность для 5-летнего возрастного интервала. Проверая расчеты по этой формуле, Э. Ле Бра показал, что вероятность, рассчитанная для 5-летнего возрастного интервала, растет с возрастом значительно медленнее, чем это предсказывает закон Гомперца. Получается, что вид возрастной зависимости вероятности смерти определяется выбором возрастного интервала! Между тем у нас нет никаких принципиальных оснований предпочитать один возрастной интервал другому как более правильный.

Наконец, поскольку вероятность смерти не может быть больше единицы, использование шкалы вероятностей в области больших значений смертности может привести к ошибочным выводам. Действительно, изучая рост вероятности смерти с возрастом, мы почти с неизбежностью обнаружим снижение темпов роста этого показателя по мере того, как он будет приближаться к своему верхнему пределу. Поскольку этот предел всегда равен единице, мы также «обнаружим» стирание различий в смертности сравниваемых популяций. Ясно, однако, что подобные «открытия» отражают не природу явления, а природу показателя. Поэтому вместо вероятности смерти, которая не может быть больше единицы, лучше использовать показатель интенсивности смертности (синонимы: сила смертности, удельная скорость смертности), который не ограничен сверху.

Действительно, этот показатель, так же как и вероятность смерти, отражает смертность лишь в изучаемой возрастной группе и не меняется при произвольном изменении смертности в других возрастах. Однако в отличие от вероятности смерти интенсивность смертности не зависит от величины возрастного интервала, а расчеты с использованием этого показателя необычайно просты и не требуют применения алгебры теории вероятностей. Поскольку интенсивность смертности может принимать сколь угодно большие значения, этот показатель хорошо отражает динамику старческой и младенческой смертности. Наконец, следует отметить, что интенсивность смертности определяется совершенно так же, как и интенсивность отказов в математической теории надежности [16]. Поэтому использование данного показателя значительно облегчает применение идей и методов теории надежности при построении и проверке математических моделей смертности. Все это делает интенсивность смертности наиболее удачным и «правильным» показателем при расшифровке таблиц дожития.

ПРОБЛЕМА АДЕКВАТНОГО МЕТОДА СОПОСТАВЛЕНИЯ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ. Поскольку до настоящего времени не создано теории сопоставления и сравнительного анализа таблиц смертности, методы их сравнения

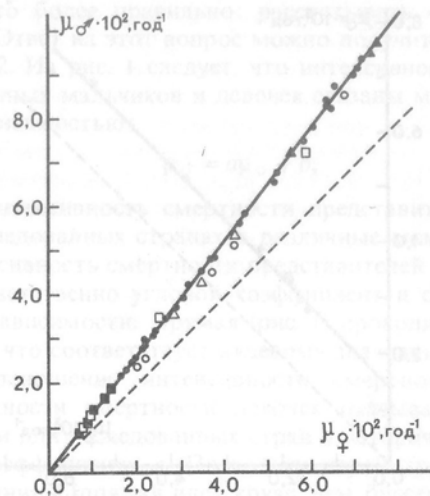


Рис. 1. Линейная корреляция между значениями интенсивности смертности новорожденных мальчиков и девочек:

- — Франция. Данные за 1931, 1932, 1933, 1934, 1935, 1936, 1937, 1946, 1947, 1948, 1949, 1950, 1951, 1952, 1953, 1954, 1955, 1956, 1957, 1958, 1959, 1960, 1961, 1962, 1963, 1964, 1965, 1967, 1969 гг.;
- — Швеция. Данные за 1956—1960, 1961—1965, 1966—1970, 1971—1975, 1975—1979 гг.;
- ▲ — Дания. Данные за 1921—1925, 1926—1930, 1936—1940 гг.;
- — США (цветное население). Данные за 1939—1941, 1949—1951, 1964, 1975, 1977 гг.;
- — Норвегия. Данные за 1911—1920, 1946—1950, 1971—1975, 1976—1980 гг.;
- ▽ — Швейцария. Данные за 1933—1937, 1941—1950, 1948—1953 гг.

По оси абсцисс отложены значения интенсивности смертности новорожденных девочек, по оси ординат — интенсивность смертности новорожденных мальчиков. Штриховая линия — геометрическое место точек с одинаковой смертностью сравниваемых групп населения

являются эмпирическими и в значительной мере субъективными. Поясним сказанное примером. Различия в смертности мужчин и женщин можно характеризовать либо отношением, либо разностью интенсивностей смертности полов. Если рассматривать разность между смертностью новорожденных мальчиков и девочек, то эта разность будет уменьшаться по мере снижения смертности с начала нашего века и до современного периода. Если же брать отношение интенсивностей смертности, то это отношение окажется исторически стабильным.

Таким образом, использование одного показателя приводит к выводу, что половые различия в смертности новорожденных стираются. Согласно второму методу, получается, что половые

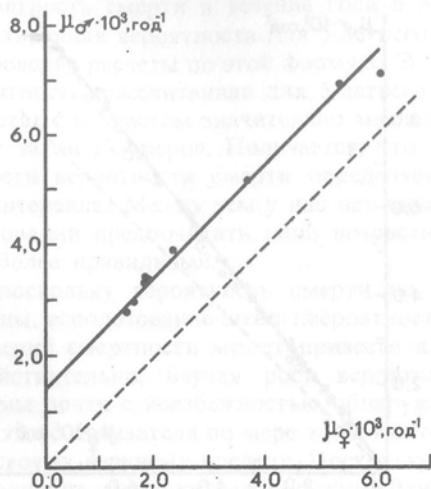


Рис. 2. Линейная корреляция между значениями интенсивности смертности 40-летних мужчин и женщин США (белое население). Использованы данные таблиц дожития за 1920–1929, 1929–1931, 1939–1941, 1949–1951, 1959–1961, 1964, 1970, 1975, 1977 гг.

По оси абсцисс отложены значения интенсивности смертности 40-летних женщин, по оси ординат — интенсивность смертности 40-летних мужчин. Штриховая линия — геометрическое место точек с одинаковой смертностью сравниваемых групп населения

различия остаются практически неизменными. Какой же показатель «правильнее»? Поскольку никакой теории по этому вопросу не существует, то можно было бы отдать предпочтение тому показателю, который имеет наиболее простое поведение, в данном случае отношению интенсивностей смертности. Однако если мы обратимся к анализу половых различий в смертности взрослых людей, то окажется, что наш выбор отношения вместо разности является опрометчивым.

Действительно, если характеризовать половые различия смертности 40-летних людей отношением интенсивности смертности мужчин к интенсивности смертности женщин, то окажется, что этот показатель сверхсмертности мужчин значительно вырос на протяжении XX в. Можно прийти к выводу, что половые различия в смертности взрослых людей увеличились. Между тем если оценить разность между смертностью мужчин и женщин, то окажется, что эта разность почти не изменилась и уж во всяком случае не возросла.

Таким образом, согласно этому методу сопоставления, разрыв в смертности мужчин и женщин не увеличился. Чему же

верить? Что более правильно: рассчитывать отношения или разности? Ответ на этот вопрос можно получить, обратившись к рис. 1 и 2. Из рис. 1 следует, что интенсивности смертности новорожденных мальчиков и девочек связаны между собой линейной зависимостью:

$$\mu_{\sigma} = a\mu_{\varphi} + b,$$

где μ_{σ} — интенсивность смертности представителей мужского пола в исследованных странах в различные моменты времени; μ_{φ} — интенсивность смертности представителей женского пола; a , b — соответственно угловой коэффициент и свободный член линейной зависимости. Прямая (рис. 1) проходит через начало координат, что соответствует нулевому значению параметра b ¹. Поэтому отношение интенсивности смертности мальчиков к интенсивности смертности девочек оказывается примерно одинаковым для исследованных стран и исторических периодов и равно коэффициенту a . Поскольку параметр a оказывается больше единицы (прямая идет круче, чем биссектриса прямого угла, обозначенная на рисунке штриховой линией), то разность между смертностью мальчиков и девочек имеет тенденцию к уменьшению по мере снижения самой смертности.

Если же мы обратимся к рис. 2, построенному аналогично рис. 1, лишь с тем отличием, что использовались интенсивности смертности 40-летних людей, то увидим следующее: интенсивности смертности мужчин и женщин также связаны между собой линейным соотношением. Различия лишь в численных значениях параметров: угловой коэффициент линейной зависимости (параметр a) оказывается близким к единице (прямая идет почти параллельно биссектрисе), а свободный член (параметр b) значительно больше нуля (прямая отсекает некоторую положительную смертность мужчин при нулевой смертности женщин)². Не трудно заметить, что для такой зависимости разность между смертностью мужчин и женщин будет примерно постоянной, а отношение (сверхсмертность) будет увеличиваться по мере снижения смертности.

¹ Коэффициент корреляции между интенсивностью смертности мальчиков и девочек составлял 0,998, что указывает на линейность изучаемой зависимости. Величины параметров a и b , рассчитанные методом наименьших квадратов, с соответствующими стандартными ошибками были равны: $a = 1,295 \pm 0,074$; $b = 0,00003 \pm 0,00032$ год⁻¹. Зависимость содержала 49 пар значений интенсивности смертности мальчиков и девочек.

² Коэффициент корреляции между интенсивностью смертности мужчин и женщин был равен 0,994, что свидетельствует о линейности изучаемой зависимости. Значения параметров линейной зависимости с соответствующими стандартными ошибками равны: $a = 0,984 \pm 0,036$; $b = (1,43 \pm 0,12) \cdot 10^{-3}$ год⁻¹. Изучаемая зависимость содержала 9 пар значений интенсивности смертности мужчин и женщин.

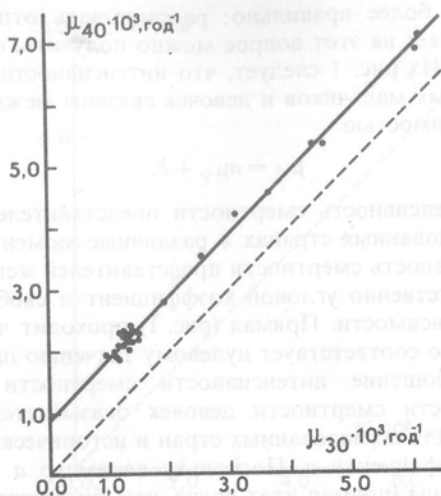


Рис. 3. Линейная корреляция между значениями интенсивности смертности 30- и 40-летних мужчин Швеции. Используются данные таблиц дожития за 1901—1910, 1911—1915, 1921—1925, 1926—1930, 1931—1935, 1936—1940, 1941—1945, 1946—1950, 1951—1955, 1956—1960, 1961—1965, 1966—1970, 1971, 1972, 1973, 1974, 1975, 1976, 1977, 1978, 1979, 1981, 1982 гг.

По оси абсцисс отложены значения интенсивности смертности 30-летних, по оси ординат — 40-летних мужчин. Штриховая линия — геометрическое место точек с одинаковой смертностью сравниваемых групп населения

Таким образом, расчет отношений и разностей сравниваемых величин является лишь частным случаем более общего метода анализа, когда одна величина рассматривается как линейное преобразование другой. При таком подходе вопрос о том, какой показатель «правильнее» — отношение или разность, снимается. Оба показателя неадекватны сложности объекта, поскольку они являются прокрустовым ложем для объективной реальности. Линейная связь между анализируемыми показателями, приведенная на рис. 1 и 2, свидетельствует о том, что при сравнении этих величин нельзя ограничиваться только одним показателем (их отношением или разностью), а необходимы по крайней мере два показателя, соответствующие параметрам линейной связи. При этом обоим показателям может быть приписан вполне конкретный смысл.

Так, угловой коэффициент регрессии характеризует, насколько представители мужского пола более чувствительны к повреждающим воздействиям, чем представители женского

пола. Свободный же член регрессии может отражать смертность, связанную со специфическими факторами, характерными для мужского пола (например, профессиональная смертность в случае «мужских» профессий). При такой интерпретации можно понять, почему повышенная смертность новорожденных мальчиков связана исключительно с угловым коэффициентом линейной зависимости, так как известно, что мальчики рождаются физиологически менее зрелыми и более чувствительными к тем же неблагоприятным факторам, которые действуют и на девочек. С другой стороны, повышенную смертность взрослых мужчин естественно объяснять действием вредных факторов, специфических для мужчин.

Разумеется, подобный подход к анализу таблиц смертности может использоваться не только при изучении половых различий. Поскольку смертность разных возрастных групп населения, а также различных профессиональных, социальных и этнических групп должна определяться рядом общих факторов, то соотношение этих смертностей может иметь довольно простую форму, нередко близкую к линейной. В качестве примера можно привести рис. 3, иллюстрирующий линейную связь между смертностью 30-летних и 40-летних мужчин Швеции. Таким образом, несмотря на то что сама смертность может иметь довольно сложную историческую динамику, ее соотношение в различных возрастных группах населения может описываться простой, нередко линейной зависимостью.

Обращает на себя внимание тот факт, что прямая, описывающая соотношение смертности 30-летних и 40-летних мужчин, идет почти параллельно биссектрисе прямого угла³. Это означает, что разность между смертностью 30-летних и 40-летних мужчин Швеции является исторически стабильной, что было показано нами ранее [4; 5]. Если же брать отношение смертности 40-летних и 30-летних мужчин, то можно прийти к сомнительному выводу о том, что по мере снижения смертности возрастные отличия в смертности данных возрастных групп увеличиваются. Этот пример еще раз показывает, что сравнение показателей смертности путем простого расчета разностей или отношений может приводить к взаимоисключающим выводам.

Другой поучительный пример сопоставления таблиц дожития касается исторической динамики смертности людей старшего возраста. Нередко встречаются утверждения, что снижение смертности людей в XX в. происходило в основном

³ Угловой коэффициент линейной регрессии $a = 1,045 \pm 0,022$, а свободный член $b = (8,17 \pm 0,59) \cdot 10^{-4} \text{ год}^{-1}$. Зависимость содержала 25 пар значений интенсивности смертности мужчин в возрастах 30 и 40 лет.

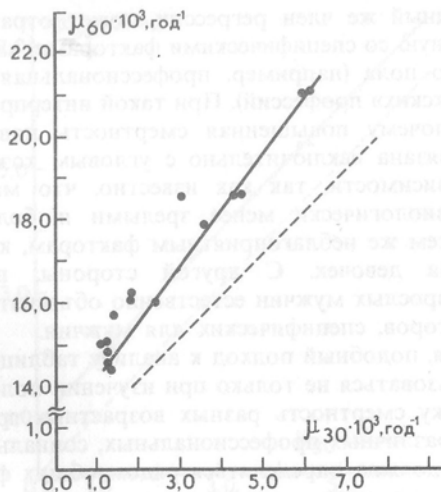


Рис. 4. Корреляция между значениями интенсивности смертности 30-летних и 60-летних мужчин Швеции. Используются данные таблиц дожития за 1901–1910, 1911–1915, 1921–1925, 1926–1930, 1931–1935, 1936–1940, 1941–1945, 1946–1950, 1951–1955, 1956–1960, 1961–1965, 1966–1970, 1971–1975, 1975–1979 гг.

По оси абсцисс отложены значения интенсивности смертности 30-летних, по оси ординат — 60-летних мужчин Швеции. Штриховая линия — геометрическое место точек, соответствующее одинаковому изменению смертности сравниваемых групп населения

в младших возрастах, а у людей пожилого возраста это снижение было незначительным. Подобный вывод основан на расчете, во сколько раз снизилась смертность в различных возрастных группах. При таком способе расчета смертность молодых людей действительно снизилась в несколько раз, в то время как смертность пожилых изменилась всего на несколько процентов. Однако если мы представим эти же данные в описанных выше координатах (рис. 4), то можно сделать прямо противоположный вывод.

Действительно, зависимость, связывающая смертность 60-летних и 30-летних мужчин Швеции, идет более круто, чем биссектриса прямого угла. Это означает, что в XX в. смертность 60-летних мужчин снизилась на большую величину по сравнению с 30-летними. Это и понятно, поскольку пожилые люди более чувствительны к повреждающим факторам, поэтому улучшение условий жизни в большей степени способствовало снижению смертности в этой возрастной группе. И лишь потому, что сама смертность пожилых очень высока, ее умень-

шение, выраженное в процентах, оказывается ничтожным, создавая иллюзию небольших изменений.

Тот факт, что между смертностью различных групп населения существуют простые, нередко линейные соотношения, свидетельствует о возможности углубленного анализа этих соотношений. Одним из таких методов является факторный анализ смертности, развиваемый в нашей стране В. П. Войтенко [3], его можно рассматривать как дальнейшее развитие классических исследований, посвященных поиску устойчивых соотношений в смертности различных групп населения [1; 32].

Один из вариантов этого метода (так называемая *P*-техника факторного анализа) позволяет исследовать историческую динамику смертности с целью прогнозирования продолжительности жизни. Подобное исследование, проведенное нами совместно с В. Н. Носовым (МГУ), позволило обнаружить новую тенденцию к снижению смертности людей, названную деректангуляризацией кривой выживания. Известно, что происшедшее в истории снижение смертности людей сопровождалось так называемой ректангуляризацией кривой выживания, в результате чего ограниченная ею область становилась все более похожей на прямоугольник.

Этому явлению обычно придается большое значение при прогнозировании дальнейшего снижения заболеваемости и смертности людей. Однако применение *P*-техники факторного анализа показало, что дальнейшее снижение смертности людей пойдет прямо противоположным путем — форма кривой выживания начнет все дальше отклоняться от прямоугольной вследствие опережающего снижения смертности пожилых людей, и в первую очередь пожилых женщин. Этот процесс деректангуляризации уже начался в развитых странах и был количественно охарактеризован на примере населения Швеции.

Оказалось, что снижение смертности во всех возрастных группах шведского населения в XX в. описывается всего двумя факторами, первый из которых объясняет 90–94%, а второй — 2–6% дисперсии смертности. Воздействие на первый фактор, связанный со смертностью людей от 0 до 70 лет, было основным путем снижения смертности в XX в. и привело к ректангуляризации кривой дожития, но в последние десятилетия он практически перестал снижаться. Действие второго фактора, связанного со смертностью мужчин старше 60 лет и женщин старше 50 лет, начало особенно интенсивно проявляться именно в последние годы. Ясно, что этот процесс будет способствовать дальнейшему постарению населения и потребует коррекции демографических прогнозов.

Несмотря на все достоинства факторного анализа, данный метод имеет один существенный недостаток — он представляет

изучаемые величины лишь в виде линейной комбинации объясняющих переменных (факторов). Так, в приведенном примере интенсивность смертности была линейной комбинацией двух факторов, меняющихся со временем:

$$\mu(\tau, t) = A(\tau) + B(\tau)F_1(t) + C(\tau)F_2(t),$$

где $\mu(\tau, t)$ — интенсивность смертности в возрасте τ в момент времени t ; $A(\tau)$, $B(\tau)$, $C(\tau)$ — функции возраста; $F_1(t)$ и $F_2(t)$ — факторы, являющиеся функциями времени. Между тем есть основания полагать, что в общем случае величины интенсивности смертности являются более сложными, нелинейными функциями управляющих переменных и поэтому могут быть нелинейно связаны между собой. Так, исходя из ранее проведенных исследований [6; 7], можно записать, что повозрастные значения интенсивности смертности одной таблицы дожития связаны с соответствующими значениями другой таблицы следующим образом:

$$\mu_1 = a(\mu_2 - c)^n + b,$$

где μ_1 — значение интенсивности смертности в одной таблице дожития; μ_2 — значение интенсивности смертности в другой таблице дожития, соответствующее той же возрастной группе; параметры a , b , c , n — постоянные величины для двух сравниваемых таблиц дожития. В частном случае, когда $n = 1$, получается простое линейное соотношение между повозрастными значениями интенсивности смертности двух сравниваемых таблиц.

Таким образом, проблема сопоставления показателей таблиц дожития оказывается значительно более сложной, интересной и перспективной, чем это кажется на первый взгляд. Использование же таких примитивных методов сопоставления данных, как расчет отношений или разностей, почти всегда приводит к противоречивым результатам и не позволяет делать надежные выводы. Поэтому вместо расчета этих грубых показателей следует искать более адекватные преобразования, такие, которые позволяют совмещать данные одной группы (например, таблицы дожития) с данными другой группы. При этом особый интерес представляют содержательная интерпретация найденного преобразования и обсуждение смысла каждого из параметров, входящих в преобразование. Как было показано, в ряде случаев такие преобразования соответствуют простому линейному соотношению между величинами. В этих наиболее простых случаях легче всего получить ясную и однозначную интерпретацию результатов сопоставления таблиц смертности.

МЕТОДЫ РАЗЛОЖЕНИЯ СМЕРТНОСТИ НА КОМПОНЕНТЫ. Приведенные методы анализа смертности были основаны на сопоставлении таблиц дожития между собой. Можно, однако, проводить анализ данных и внутри каждой из таких таблиц путем разложения повозрастных значений интенсивности смертности на составляющие ее компоненты.

Следует отметить, что сама идея расшифровки таблиц смертности путем разложения смертности на составляющие компоненты постоянно привлекала внимание демографов. Так, в 1978 г. выдающийся советский демограф Б. Ц. Урланис оценил на основании одних лишь таблиц смертности величину биологической продолжительности жизни — 86 лет для мужчин и 88 лет для женщин [15].

Для этого он использовал подход В. Лексиса и разложил числа умерших (d_x) на три субсовокупности: для части людей, живших в благоприятных условиях, принимался нормальный закон распределения длительности жизни, а две другие группы людей умирали преждевременно из-за «социальных трений». Проводя такое разложение смертности на компоненты, Б. Ц. Урланис, как и В. Лексис, предполагал, что биологическая вариабельность по срокам жизни подчиняется закону нормального распределения. Отклонения от этого закона автор объяснял «социальными трениями», приводящими к преждевременной смерти, в результате чего кривые распределения по срокам жизни приобретают характерную левостороннюю (отрицательную) асимметрию [15]. Иначе говоря, отклонения от нормального распределения объяснялись тем, что люди живут в существенно разных условиях.

Если принять такое объяснение, то следовало бы ожидать, что распределение продолжительности жизни инбредных лабораторных животных, живущих в строго одинаковых, стандартных условиях лаборатории, должно следовать нормальному закону распределения. Однако специальные исследования, посвященные данной проблеме, показали, что и в этом случае наблюдаются большие отклонения от нормального распределения, характеризующиеся обычно ярко выраженной отрицательной асимметрией (как и у людей) [8; 13]. Поэтому подход, предложенный В. Лексисом и развитый Б. Ц. Урланисом, нам представляется недостаточно обоснованным, хотя сама их идея выделения социальной и биологической компонент смертности имеет непреходящую ценность.

Дальнейшие исследования показали, что проблему, поставленную этими демографами, можно решить, опираясь на известный закон Гомперца — Мейкема:

$$\mu(t) = -\frac{dN}{Ndt} = A + R_0 \exp(\alpha t),$$

где $\mu(t)$ — интенсивность смертности в возрасте t ; A , R_0 , α — параметры. Согласно закону Гомперца — Мейкема, интенсивность смертности людей в возрастном интервале 20—80 лет описывается суммой двух слагаемых: фоновой компоненты интенсивности смертности, одинаковой для всех возрастных групп (параметр A), и возрастной компоненты, растущей с возрастом по закону геометрической прогрессии (слагаемое $R_0 \exp(\alpha t)$).

Оказалось, что снижение смертности взрослых людей в XX в. было связано в основном с уменьшением фоновой компоненты смертности, которая в экономически развитых странах приблизилась уже к предельному нулевому значению [5; 6]. Возрастная же компонента осталась практически неизменной, несмотря на радикальные социально-экономические преобразования и резкое снижение общей смертности в XX в. [5; 6]. Поэтому фоновая компонента смертности может быть названа социально-контролируемой, устранимой смертностью, а возрастная компонента — трудноустраняемой смертностью, имеющей, по-видимому, биологическую природу.

Важно подчеркнуть, что при таком разложении общей смертности на социальную и биологическую компоненты нет необходимости знать причины смерти, а достаточно лишь обработать традиционную демографическую таблицу смертности. При этом обработка сводится к подбору таких значений параметров формулы Гомперца — Мейкема (A , R_0 и α), чтобы расхождение между расчетными значениями интенсивности смертности и табличными данными были минимальны. Определив параметры, мы автоматически разлагаем интенсивность смертности на ее фоновую (A) и возрастную ($R_0 \exp(\alpha t)$) компоненты.

Как показал опыт многолетней работы на ЭВМ ЕС-1022, расчет параметров закона Гомперца — Мейкема значительно ускоряется, облегчается и становится более надежным, если удается провести достаточно точную начальную оценку данных параметров.

С этой целью был разработан метод, позволяющий рассчитывать оценки параметров на основании чисел доживающих в четырех равноотстоящих возрастах (например, в возрастах 20, 40, 60, 80 лет). Пусть l_{t_0} , $l_{t_0 + \Delta t}$, $l_{t_0 + 2\Delta t}$ и $l_{t_0 + 3\Delta t}$ — числа доживающих до соответствующего возраста в анализируемой таблице смертности. Тогда для определения параметров сначала рассчитываются следующие вспомогательные величины:

$$y_1 = \ln\left(\frac{l_{t_0}}{l_{t_0 + \Delta t}}\right); \quad y_2 = \ln\left(\frac{l_{t_0 + \Delta t}}{l_{t_0 + 2\Delta t}}\right); \quad y_3 = \ln\left(\frac{l_{t_0 + 2\Delta t}}{l_{t_0 + 3\Delta t}}\right);$$

$$z = y_1 + y_3 - 2y_2;$$

$$w = \frac{(y_3 - y_2)}{(y_2 - y_1)}.$$

После этого можно рассчитать параметры уравнения Гомперца — Мейкема по следующим формулам:

$$A = \frac{y_1 y_3 - y_2^2}{z \Delta t}; \quad R_0 = \frac{(y_2 - y_1)^2 \ln w}{z \Delta t (w - 1) w^{(t_0/\Delta t)}};$$

$$\alpha = \frac{1}{\Delta t} \ln(w).$$

При такой оценке параметров теоретическая зависимость числа выживших от возраста, рассчитанная на основании закона Гомперца — Мейкема, в точности проходит через все четыре точки, соответствующие числам доживающих, выбранным для оценки параметров. Важно также отметить, что последующее уточнение значений этих параметров, осуществляемое методом наименьших квадратов на ЭВМ по программе нелинейной регрессии, вносит лишь небольшую поправку к начальным оценкам параметров. Поэтому описанный здесь метод расчета, не требующий ЭВМ, может найти довольно широкое применение.

Проиллюстрируем применение предлагаемого метода на конкретном примере. В 1926—1930 гг. в Швеции числа доживающих до возрастов 20, 40, 60 и 80 лет составляли для мужчин соответственно 88 575, 80 997, 66 825 и 24 197. В этом случае вспомогательные величины равны:

$$y_1 = 0,0894; \quad y_2 = 0,1923; \quad y_3 = 1,0159; \quad z = 0,7206; \quad w = 8,0033,$$

что соответствует следующим значениям параметров:

$$A = 3,74 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1};$$

$$R_0 = 2,73 \cdot 10^{-5} \text{ год}^{-1};$$

$$\alpha = 0,104 \text{ год}^{-1}.$$

Следует отметить, что при дальнейшем уточнении этих параметров по 61 значению чисел доживающих (возрастной интервал 20—80 лет) с использованием самых изощренных математических методов и ЭВМ получаются в принципе те же результаты:

$$A = (3,76 \pm 0,08) \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1};$$

$$R_0 = (2,74 \pm 0,27) \cdot 10^{-5} \text{ год}^{-1};$$

$$\alpha = 0,104 \pm 0,001 \text{ год}^{-1}.$$

Нетрудно заметить, что между начальными и конечными оценками параметров нет даже достоверных отличий. Между тем расчет начальных оценок занимает всего несколько минут, не требуя применения ЭВМ, и позволяет на основании одной лишь таблицы дожития оценить величину устранимой смертности (A) и величину возможного предела снижения смертности в возрасте t путем расчета величины $R_0 \exp(\alpha t)$. Так, возвращаясь к рассматриваемому примеру, можно сказать, что в 1926–1930 гг. в Швеции ежегодно умирало примерно 374 человека из 100 000 взрослых мужчин только за счет устранимых причин.

Вместе с тем можно рассчитать, что предел снижения интенсивности смертности в этой стране составляет $1,8 \cdot 10^{-3}$ год $^{-1}$ для 40-летних и $4,9 \cdot 10^{-3}$ год $^{-1}$ для 50-летних мужчин. Действительно, интенсивность смертности в этих возрастах в последнее время практически перестала снижаться и в 1983 г. составила $2,4 \cdot 10^{-3}$ год $^{-1}$ и $5,0 \cdot 10^{-3}$ год $^{-1}$ соответственно для 40- и 50-летних шведов. Таким образом, традиционные резервы снижения смертности взрослых людей в этой стране близки к исчерпанию.

В заключение следует отметить, что описанный метод разложения смертности на компоненты позволяет решать ряд практически важных задач на основании одних лишь таблиц дожития. Это прежде всего относится к определению резервов и пределов снижения смертности в изучаемой группе населения, а также к прогнозированию половых и региональных различий в смертности людей. Примеры подобного использования данного метода уже достаточно полно освещены в предыдущих публикациях [4; 5] и поэтому здесь не рассматриваются.

ДЕМОГРАФИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ТРУДОВОГО ПОТЕНЦИАЛА НАСЕЛЕНИЯ

Трудовой потенциал страны в целом или отдельного ее региона можно рассматривать как ресурсы, резервы живого труда либо полную потенциальную совокупную способность к труду, которой обладает трудоспособное население в данных условиях. Его величина определяется, с одной стороны, комплексом количественных компонентов: численностью трудоспособных контингентов и их возрастно-половой структурой в увязке со средней предстоящей продолжительностью жизни в рабочем периоде, т. е. фондом времени жизнедеятельности трудоспособного населения; с другой — качественных: занятостью населения, уровнем образования и квалификации, личностными характеристиками работника, связанными с его участием в трудовой деятельности (мотивы, ценностные ориентации труда, уровень социальной зрелости и т. п.).

Многообразие факторов, определяющих величину трудового потенциала, предполагает различные методические подходы к его исследованию. Например, можно выделить трудовой потенциал личности и трудовой потенциал общества.

С позиций демографии наибольший интерес представляет трудовой потенциал общества, формируемый, с одной стороны, под воздействием динамики демографических структур, преимущественно возрастно-половой, с другой — под воздействием занятости и профессионально-квалификационного уровня рабочей силы, а также соответствующих условий труда.

Важное место в изучении трудового потенциала принадлежит разработке методики его оценки, которая, на наш взгляд, в завершеном виде еще не создана и представляет самостоятельную научную проблему. В статье рассмотрены различные методологические подходы к оценке количественной компоненты трудового потенциала, обусловленной влиянием демографического фактора.

«Трудовой потенциал» — относительно новое понятие в современном экономическом анализе, и его толкование связывают, как правило, с категорией «трудовые ресурсы». С нашей точки зрения, «трудовой потенциал» более объемное понятие, чем «трудовые ресурсы», поскольку он характеризуется не только общей численностью отдельных возрастных групп, но и временем их жизни, в течение которого определенная сово-

купность всего или трудоспособного населения может принимать участие в общественном трудовом процессе. Введение дополнительной координаты — времени жизни трудоспособного населения — позволяет существенно расширить количественную характеристику наличных ресурсов рабочей силы, представив ее будущие резервы в зависимости от влияния важнейшей демографической переменной — смертности населения.

Методически оценить влияние смертности на сформировавшиеся контингенты трудоспособного населения можно при помощи потенциальной демографии, главным показателем которой служит жизненный потенциал. Отсюда следует, что трудовой потенциал можно представить как жизненный потенциал экономического активного населения. Такой подход к оценке трудового потенциала имеет свою историю, и развивался он по мере совершенствования расчетов таблиц смертности и экономически активной жизни.

Первые попытки вычислить трудовой потенциал в терминах продолжительности трудовой жизни относятся к концу XVIII столетия, когда стали зарождаться актуарные расчеты, связанные со страхованием жизни.

В нашей стране получила развитие оценка трудового потенциала населения посредством исчисления среднего числа лет пребывания в трудоспособном возрасте (или средняя продолжительность жизни в рабочем возрасте) без учета показателя трудовой активности населения. Одним из первых такой расчет выполнил С. А. Новосельский, воспользовавшись таблицами смертности населения России за 1896—1897 гг. [3]. Впоследствии подобную систему оценочных показателей смертности рабочей силы применили М. В. Птуха и Ю. А. Корчак-Чепурковский [1; 4].

Разработанный в трудах отечественных демографов ряд сводных, синтетических характеристик смертности в рабочем возрасте включал: отсроченную временную среднюю продолжительность жизни в рабочем возрасте, среднее укорочение жизни лиц трудоспособного возраста, среднее число недожитых лет и др. Несколько позднее появились исследования, в которых эти показатели были исчислены применительно к современной демографической ситуации. Одновременно такой подход к исследованию трудового потенциала получил развитие в работах болгарских демографов Б. Русева и П. Балабанова [5].

Широкое применение методов потенциальной демографии в исследовании трудового потенциала определило новый этап в разработке методики его оценки. При этом главный упор делается на разработку методик вычисления периода трудовой деятельности населения. Развивая этот подход, болгарский

ученый М. Минков под трудовым потенциалом понимает соотношение между трудовым и жизненным фондами населения [6], исчисляемыми на основе таблиц смертности и экономической активности населения.

При этом под фондом времени жизнедеятельности населения понимается среднее число человеко-лет, которое проживает поколение при соответствующих уровнях рождаемости и смертности; под трудовым фондом — среднее число человеко-лет жизни трудоспособного населения в процессе общественной трудовой деятельности при заданных уровнях его режима воспроизводства и определенных социально-экономических условиях.

Вместе с тем указанные выше методики оценки периода трудовой деятельности учитывают главным образом лишь фактор смертности и не отражают уровня занятости населения, который является важнейшей составляющей трудового потенциала.

В конце 40-х годов С. Вольфбайн [12] предложил методику оценки трудового потенциала, учитывающую по возрасту показатели смертности и занятости населения в трудоспособном возрасте, а также коэффициенты прироста и убыли занятого населения. Эта методика получила широкое распространение за рубежом и являлась долгое время по сути наиболее совершенным инструментом анализа периода трудовой деятельности населения. В завершённом виде она получила оформление в так называемых таблицах трудового периода. Исходной базой для разработки подобных таблиц послужили показатели таблиц смертности, в которых числа живущих стационарного населения переводятся в состав рабочей силы с помощью по возрасту коэффициентов занятости.

Следует, однако, заметить, что в зависимости от поставленных задач и наличия исходной статистической информации могут быть применены и другие методы оценки периода предстоящей трудовой жизни. Наиболее простой метод основан на применении по возрасту коэффициентов экономической активности, которые условно определяют степень участия изучаемого населения в формировании ресурсов труда.

В результате последовательного умножения по возрасту коэффициентов экономической активности на возрастной интервал получим показатели средней продолжительности трудовой жизни — брутто, представляющие собой среднее число лет, в течение которых трудоспособный активно занят при условии, что доля экономически активных лиц в отдельных возрастных группах остается без изменений [7].

Показатели средней продолжительности трудового периода в этом случае не учитывают процесса смертности населения.

Такой анализ, как правило, проводится на основе данных переписи, т. е. с позиций поперечного среза, хотя в методологическом отношении более верным является когортный метод, опирающийся на ретроспективные наблюдения [9].

В демографических исследованиях при формировании трудового потенциала населения учитывается не только повозрастная активность трудоспособного населения, но и возрастные вероятности смертности. При этом предполагается, что интенсивность вымирания среди работающего и неработающего населения одинаковая. Расчет этих показателей проводится на основе модели стационарного населения по данным переписи (поперечный анализ). Это позволяет получить показатели средней продолжительности предстоящей трудовой жизни — нетто.

Вместе с тем при оценке трудового потенциала следует учитывать, что вероятности смерти различны для отдельных возрастных групп занятого населения. В этом случае для расчета сводных показателей средней продолжительности трудового периода необходимо построить полные таблицы экономической активности с разбивкой на период занятости и незанятости. Статистика, однако, не представляет для этого необходимой информации. Поэтому наиболее приемлемым методом для оценки трудового потенциала населения являются таблицы экономической активности без разбивки на период занятости и незанятости.

Разбор методики построения таких таблиц дает основание заключить, что они являют собой модели, в которых представлены числа доживающих до определенного возраста и числа входящих и выходящих из состава рабочей силы в каждом возрасте. Эти модели могут быть особенно ценными при анализе тенденций к формированию структуры рабочей силы как реального, так и условного поколения, входящего в трудовой потенциал. Подобные таблицы экономической активности помимо традиционных показателей l_x и L_x классических таблиц смертности содержат следующие показатели:

W — повозрастные коэффициенты занятости; IW_x — число лиц, находящихся в составе рабочей силы в возрасте x лет; LW_x — число человеко-лет, прожитых в составе рабочей силы между возрастaми x и $x+n$; TW_x — общее число человеко-лет предстоящей трудовой деятельности в возрасте x и выше; e^0W_x — ожидаемая продолжительность трудовой жизни.

Традиционный метод построения таблиц трудового периода заключается в использовании классических таблиц смертности и продолжительности жизни, применяемых в анализе реального населения. В таких таблицах стационарное население распределяется на состоящих и не состоящих в составе рабочей силы

в зависимости от изменяющихся повозрастных коэффициентов занятости.

При этом вступление лиц в состав рабочей силы происходит до возраста максимальной занятости. Такое допущение обуславливает то, что кривая занятости населения имеет только один максимум, являясь одномодальной. Таким образом создаются некоторые трудности при построении таблиц трудового периода для женщин, занятость которых, как правило, описывается бимодальной кривой, обусловленной влиянием временного выхода женщин из состава рабочей силы в связи с замужеством и родами.

Проблему бимодальности кривых занятости женщин можно исключить путем построения таблиц трудовой жизни для женщин по семейному состоянию [8].

В описанных таблицах трудового периода предусматриваются кроме одномодальности занятости одинаковые коэффициенты смертности для всех возрастов экономически активного и неактивного населения. Исходя из этого такие таблицы не учитывают социальную мобильность рабочей силы, поскольку выход из состава рабочей силы исключает возможность повторного возвращения в нее, а уход на пенсию возможен только после наступления возраста максимальной трудовой активности. Указанные ограничения отпадают при построении многостатусных таблиц трудового периода, основанных на принципах многорегиональной демографии, разработанных в 70-х годах А. Роджерсом [10].

Многостатусные «растущие—убывающие» таблицы экономической активной жизни представляют историю смертности и мобильности данной когорты, отражающую перемещения между состоянием активности и неактивности. Конкретные показатели таких таблиц выводятся из множества повозрастных вероятностей смертности и мобильности. В каждой многостатусной таблице принимается, что все элементы совокупности населения меняют свой жизненный статус в соответствии с преобладающими повозрастными вероятностями перехода до тех пор, пока не вымрут последние индивиды. Самая простая многостатусная модель описывает три возможных состояния данного индивида, проходящего через определенный возрастной интервал: он может сохранить один и тот же жизненный статус, может изменить его или умереть.

Исследования (Р. Шоэна, К. Вудроу, Ф. Виллекенса, Н. Фулдертона и др.) показали, что для изучения и оценки трудовой деятельности населения более предпочтительными по сравнению с традиционными являются многостатусные («растущие—убывающие») таблицы экономической активной жизни. «Растущие—убывающие» таблицы полнее отражают реальные

значения специфических коэффициентов трудового участия и могут быть сравнительно легко исчислены как для мужчин, так и для женщин. Они позволяют более глубоко измерить трудовую мобильность населения, включая коэффициенты прироста и выхода из состава рабочей силы.

Вместе с тем ожидаемая продолжительность трудового периода, исчисленная по методу многостатусных таблиц, более совершенна, чем полученная на основе традиционных таблиц экономической активности. Так, согласно традиционным таблицам, построенным за различные годы для населения США и Дании, расхождения в ожидаемой продолжительности трудовой жизни, исчисленной для рабочей силы всего населения, составили от 3,7 до 4,7 года, тогда как по «растущим – убывающим» таблицам – только 1 год. Это сравнение дает основание считать, что величина ожидаемой продолжительности трудовой жизни, исчисленная по стандартным таблицам, несколько преувеличена из-за приблизительных оценок занятости [11].

Однако отсутствие соответствующей статистической базы вынуждает нас прибегнуть к оценке ожидаемой продолжительности трудовой жизни методом построения традиционных таблиц экономической активности¹. В табл. 1 приводится пример такого расчета на материалах Украинской ССР.

Расчетная стандартная таблица экономически активной жизни мужчин Украинской ССР за 1969–1970 гг. требует некоторых методических пояснений, что прежде всего касается способов исчисления ожидаемой средней продолжительности трудовой жизни. Следует подчеркнуть, что в зарубежной демографической литературе разработано несколько вариантов расчета искомой величины, каждый из которых научно обоснован. В данной статье ожидаемая средняя продолжительность трудовой жизни была исчислена по следующим формулам:

$$e^0 W_x = \frac{\sum_{s=x}^{\infty} L W_x}{l W_x}; \quad (1)$$

$$e^0 W_x = \frac{T W_x}{l_x}. \quad (2)$$

При расчете средней ожидаемой продолжительности трудовой жизни по формуле (1) повозрастные коэффициенты экономической активности для возрастных групп 14–30 лет прирав-

¹ Следует отметить, что, используя материалы всеобщих переписей населения СССР 1959 и 1970 гг., А. С. Милловидов произвел оценку продолжительности периода труда на основе методики построения бюджета жизни, которая в принципе соответствует традиционным таблицам экономической активности [2].

Таблица 1

Краткая таблица экономически активной жизни мужчин Украинской ССР за 1969–1970 гг. (все поселения)¹

Возрастные группы, лет	Числа доживающих до возраста x	Числа живущих	Коэффициенты экономической активности, %	Числа живущих в составе рабочей силы	Общее число человеко-лет предстоящей трудовой жизни	Средняя ожидаемая продолжительность трудовой жизни, лет	
						L_x	W_x
15–19	96 596	481 540	40,1	469 983	3 973 667	42,1	37,5
20–24	96 020	477 938	89,9	466 467	3 503 684	37,4	35,7
25–29	95 155	472 585	89,9	461 243	3 037 217	32,7	31,5
30–34	93 879	465 485	97,6	454 313	2 575 974	28,1	27,4
35–39	92 315	456 705	97,6	445 744	2 121 661	23,5	23,0
40–44	90 367	445 325	95,4	424 840	1 675 917	19,4	18,5
45–49	87 763	430 203	95,4	410 414	1 251 077	14,9	14,2
50–54	84 318	409 368	90,3	369 659	840 663	11,0	10,0
55–59	79 429	381 480	78,9	300 987	471 004	7,5	5,9
60–64	73 163	343 813	32,3	111 052	170 017	7,2	2,3
65–69	64 362	293 318	17,0	49 864	58 965	5,4	0,9
70+	39 118	159 660	5,7	9 101	9 101	4,1	0,2

¹ Расчет произведен на основе данных экономической таблицы смертности мужчин Украинской ССР в 1969–1970 гг. – См.: Воспроизводство населения в условиях развитого социализма. – Киев, 1978, с. 74–75.

ниваются к максимальным значениям для возрастных групп 30–34 года. Такая корректировка позволяет более полно оценить среднюю продолжительность жизни на период трудовой деятельности, поскольку поколения живущих уже вступили в трудоспособный возраст. В этом случае для возрастных групп (14–29 лет)

$$LW'_x = L_x(W_{30-34}); \quad lW_x = l_x(W_{30-34}).$$

Формула (2) позволяет рассчитать среднюю ожидаемую продолжительность трудовой жизни с учетом реальных коэффициентов занятости, наблюдаемых в том или ином календарном периоде.

Сравнительный анализ средней ожидаемой продолжительности трудовой жизни, исчисленный по указанным методикам, показывает, что при уровнях занятости и режима воспроизводства населения УССР, наблюдаемых в 1969–1970 гг., максимально возможная величина средней ожидаемой продолжительности трудовой жизни превышала фактически достигнутую на 4,6 года. Это в свою очередь говорит об оценке тех размеров роста трудового потенциала, которые заложены в занятости населения.

Таблицы экономически активной жизни являются важнейшим методом оценки демографической компоненты трудового потенциала. Дальнейшее развитие и совершенствование методики их построения на основе принципов многостатусной демографии открывает новые перспективы комплексной оценки суммарной величины трудового потенциала населения.

ЧАСТЬ 3. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ

Е. Л. Сороко

О МАТЕМАТИЧЕСКОМ МОДЕЛИРОВАНИИ В ДЕМОГРАФИИ

На современном этапе происходит дальнейшее совершенствование методов демографического прогнозирования и расширение области его применения. Одним из инструментов и составной частью этих методов является математическое моделирование. Данная статья посвящена классу моделей, ядро которых составляют динамические уравнения движения населения. Эти уравнения – основа демографического прогнозирования и построения социально-демографических балансов. Они представляют собой математическую формулировку законов сохранения [5]. Из множества различных описаний выберем те, которые, с нашей точки зрения, характеризуются точным математическим обоснованием [2; 8].

В статье предлагаются средства (языковые, терминологические) для более точной формулировки основных положений, формирующих указанный класс демографических моделей, и их составные части (переменные, уравнения, группы и др.). По-видимому, без точной терминологии не может ставиться задача построения системы моделей социально-демографической динамики и ее включения в качестве составной части в систему социально-экономических моделей.

Терминология, предложенная в статье, может быть использована для изложения других демографических моделей. Появление новых типов моделирования, например имитационного, потребует, очевидно, дальнейшего ее развития. Важность построения языка математического моделирования состоит в том, что он должен служить одним из инструментов решения таких проблем, как преемственность демографических моделей, сводимость одной модели к другой, расширение и агрегирование моделей, построение системы социально-демографических моделей.

БАЗИС МАТЕМАТИЧЕСКОГО ОПИСАНИЯ. Рассмотрим простейшую динамическую модель населения. На примере этой модели мы хотим отметить большинство тех

проблем, которые присущи математическому моделированию в демографии, а также выделить его терминологические и методические основы. С помощью данной модели предполагается: дать четкую формулировку основных положений модели; представить подробное описание уравнений модели; дать основные понятия языка моделирования. Модель названа нами базовой моделью или базисом математического описания.

Вариант базовой модели — модель I. Уравнение базовой модели I представляет собой уравнение популяционной динамики:

$$\frac{\partial S^p(t, x)}{\partial t} + \frac{\partial S^p(t, x)}{\partial x} = -\mu^p(t, x) S^p(t, x). \quad (1)$$

В уравнении (1) переменная $S^p(t, x)$ — плотность населения пола p по возрасту x в момент времени t .

Предполагается, что переменная возраста принимает значения больше или равные нулю; время t изменяется в пределах некоторого интервала длительностью T лет, на котором справедливо уравнение (1). Начало указанного интервала принимают обычно за ноль — $t \in [0, T]$. Индекс пола p , фигурирующий в уравнении (1), принимает два возможных значения, соответствующих $p = 1$ — женскому, $p = 2$ — мужскому полу.

В правой части уравнения (1) перед возрастной плотностью S стоит сила смертности $\mu^p(t, x)$.

Возрастная плотность населения позволяет нам узнать в каждый момент времени t , например, численность женщин в интервале возрастов от x_1 до x_2 из уравнения:

$$S^1(t, x_1, x_2) = \int_{x_1}^{x_2} S^1(t, x) dx.$$

Уравнение (1) показывает, что возрастные плотности населения изменяются со временем и возрастом, и указывает скорость этого изменения, определяемую силой смертности.

Для решения уравнения (1) должны быть заданы начальные (2) и граничные условия (3):

$$S^p(0, x) = S_0^p(x), \quad x \geq 0, \quad p = 1, 2; \quad (2)$$

$$S^p(t, 0) = S^{0p}(t), \quad t \in [0, T], \quad p = 1, 2. \quad (3)$$

Моделью I назовем систему уравнений (1), (2), (3). Приступим теперь к подробному обсуждению смысла модели I.

Перечень демографических событий. Данная модель учитывает только три вида демографических событий: рождение, смерть и изменение возраста с течением времени (последнее для краткости будем называть старением). Каких-либо других видов демографического поведения в модели нет.

Демографические группы. В модели отражено разделение населения на два пола и введена возрастная плотность. Поскольку эти признаки являются биологическими, разделение по ним задает структуру населения как структуру биологической популяции. Таким образом, выделение демографических групп произведено по двум признакам: пол и возраст.

Независимые переменные. Модель I написана на языке непрерывных независимых переменных времени t и возраста x .

Динамичность модели. Модель I является динамической моделью, т. е. она описывает распределение населения по демографическим группам как функцию времени.

Фазовые переменные. Будем переменную $S^p(t, x)$ называть фазовой переменной модели. В случае описания некоторой системы задание совокупности фазовых координат определяет состояние системы в текущий момент времени [6]. В данном случае задание $S^p(t, x)$ для $x \geq 0$ и $p = 1, 2$ однозначно определяет состояние населения в смысле разбиения по полу и возрасту, т. е. его возрастную-половую структуру.

Полнота модели. Задание $S^p(t, x)$ при каждом t для мужской и женской части населения и всех значений возрастов $x \geq 0$ представляет собой полное знание о распределении населения по демографическим группам, определяемое разбиением его по признакам пола и возраста. Это дает возможность, например, определить численность всех мужчин и женщин:

$$S^1(t) = \int_0^{\infty} S^1(t, x) dx$$

и

$$S^2(t) = \int_0^{\infty} S^2(t, x) dx.$$

Таким образом, данное описание обладает свойством полноты.

Параметры модели. Фазовые переменные однозначно определяют состояние населения, в данном случае его возрастную-половую структуру, но не несут никакой информации об изменении ее с течением времени. Параметром модели будем называть характеристику, определяющую скорость или направление изменения фазовых переменных. В частности, для модели I параметром будет являться функция $\mu^p(t, x)$ — сила смертности. Можно в общем случае определить параметр как удельную или безразмерную динамическую характеристику процесса, не зависящую от значения фазовых переменных.

Балансовое уравнение. Уравнение (1) — балансовое. Это означает, что оно представляет собой уравнение сохранения числа

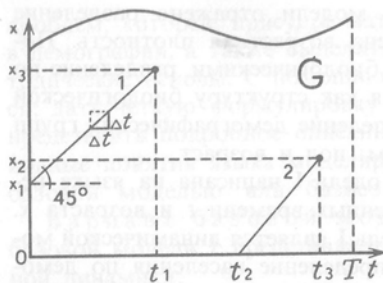


Рис. 1. Движение индивидов в пространстве x, t

членов демографической группы на основе учета наличия, убытия и прибытия населения в этой группе. Уравнение (1) — динамическое, т. е. учитывает в явном виде фактор времени. Смысл уравнения состоит в следующем: в левой его части находится полная производная по времени возрастной плотности вдоль прямой $x - t = \text{const}$ в пространстве независимых переменных x, t . Изменение демографического состояния каждого индивида в этом пространстве происходит на отрезке, составляющем угол 45° с осями x и t (рис. 1).

Действительно, рассмотрим в момент времени t индивида в возрасте x . С течением времени его возраст за промежуток Δt изменится ровно на столько же, т. е. на Δt , и в момент времени $t + \Delta t$ становится равным $x + \Delta t$.

В правой части уравнения (1) — скорость изменения возрастной плотности. Считается, что она пропорциональна самой плотности, т. е. уравнение (1) — линейное. Коэффициентом пропорциональности является значение силы смертности. Кроме члена, отражающего смертность, в правой части ничего нет. Это следует из указанного предположения модели о том, что, кроме рождаемости, смертности и старения, ничего более не учтено, а потому не изменяет значения фазовых переменных. Таким образом, модель (1) описывает закрытое население, т. е. население, не связанное взаимобменом с другими населениями, например других территорий.

Решение уравнения (1). Решить уравнение (1) — это означает найти, если они еще не известны, значения фазовых переменных в некоторой области. Зададимся начальным моментом времени $t = 0$. Требуется определить значения $S^p(t, x)$ в последующие моменты времени на отрезке $t \in [0, T]$ для всего населения, т. е. при значениях возраста $x \geq 0$ для мужской и женской части населения: $p = 1, 2$. Здесь T — длительность временного интервала интегрирования уравнения (1). Обозначим через G область в пространстве t и x такую, что $t \in [0, T], x \geq 0$ (см. рис. 1).

Для корректного с математической точки зрения решения уравнения (1) должна быть поставлена задача Коши. В кон-

кретном случае области G указанного вида ($t \in [0, T], x \geq 0$) ее формулировка состоит в следующем. Требуется найти решение уравнения (1) в области G , удовлетворяющее начальным и граничным условиям (2), (3). Задача Коши имеет решение при условии, что параметры модели $\mu^p(t, x)$ известны в области G . Будем считать, что не очень сильные ограничения на непрерывность и гладкость μ^p, S^{0p}, S_0^p также выполнены.

Остановимся на содержательной интерпретации уравнений (2) и (3). Смысл уравнения (2) состоит в том, что в момент $t = 0$ возрастная плотность населения известна и равна $S_0^p(x)$. Уравнение (3) означает, что в каждый момент t известна скорость рождения детей, равная для девочек $S^{01}(t)$, для мальчиков $S^{02}(t)$. Эта скорость, т. е. число рожденных детей в единицу времени, и определяет численно возрастную плотность населения каждого пола в возрасте, равном нулю. Здесь в модели I эта скорость пока не определена: $S^{0p}(t)$ является экзогенной переменной модели, т. е. ее зависимость от значения фазовых переменных явно не указана. Таким образом, модель I является пока не замкнутой. Для того чтобы замкнуть описание, необходимо граничные условия определить через фазовые переменные модели, а именно:

$$S^p(t, 0) = S^{0p}(t) = \delta^p \int_0^\infty \rho(t, x) S^1(t, x) dx, \quad p = 1, 2. \quad (3')$$

В (3') использованы следующие обозначения: $\rho(t, x)$ — коэффициент повозрастной рождаемости, а δ^1, δ^2 — доли девочек и мальчиков среди новорожденных ($\delta^1 + \delta^2 = 1$).

Моделью II назовем систему из уравнения (1), начального условия (2) и граничного условия (3').

Детерминированное описание. Представленная модель I описывает динамику возрастно-половой структуры населения в терминах непрерывных фазовых переменных и независимых переменных времени и возраста.

Иными словами, здесь применена математическая абстракция — непрерывное описание процесса. Если изменение реального возраста и времени носит непрерывный характер, то этого нельзя сказать о рождаемости и смертности. Реальный процесс рождаемости и смертности состоит из совокупности индивидуальных событий рождения детей и отдельных актов смерти. Каждое такое событие для описания его в демографии носит случайный характер. Модели I и II представляют собой пример абстрагирования от случайности и дискретности процесса.

Что же позволяет применять детерминированное непрерывное описание? Что является условием применимости моделей I и II? Таким условием будет достаточно большое число про-

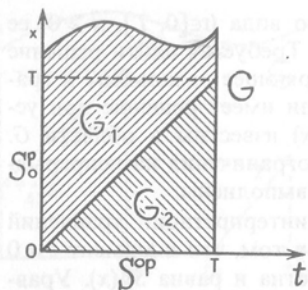


Рис. 2. Области интегрирования уравнения (1)

исходящих демографических событий и достаточно большая численность населения, вследствие чего распределение населения по демографическим группам и интенсивность описываемых демографических событий стремятся к средним показателям, характеризующим реальный процесс. При этом можно пренебречь погрешностями, возникающими по причине непрерывности описания, и отклонениями из-за отсутствия явного учета стохастического характера процесса. Относительная величина этих отклонений уменьшается с увеличением численности демографической группы.

Интегрирование уравнения модели I. С использованием граничных и начальных условий (2), (3) можно определить значения фазовых переменных модели I. Здесь необходимо выделить два случая: в одной части области $G(x \geq 0, t \in [0, T])$ решения уравнения (1) определяются начальными условиями (2). Эта область G_1 представлена следующими соотношениями между x и t : $G_1 = \{t \in [0, T], x \geq t\}$. В другой части области G — треугольнике $G_2 = \{t \in [0, T], x < t\}$ решения уравнения (1) определяются граничными условиями (3) (рис. 2).

В области G_1 решение имеет вид:

$$S^P(t, x) = S_0^P(x - t) \exp \left\{ - \int_0^t \mu^P(\tau, x - t + \tau) d\tau \right\}. \quad (4)$$

Смысл формулы состоит в следующем. Возрастная плотность населения в некоторый момент времени $t > 0$ в возрасте $x \geq t$ может быть определена по ее значению в начальный момент времени $t = 0$ возрастной плотности в возрасте $x - t$ и по значениям параметра модели — силы смертности $\mu^P(\tau, y)$ вдоль прямой $y - \tau = x - t$. Отрезки данной прямой, соответствующие изменению демографического состояния в областях G_1 и G_2 , обозначены на рис. 1 цифрами 1 и 2. Функция

$$I^P(t_1, t_2, x) = \exp \left\{ - \int_{t_1}^{t_2} \mu^P(\tau, x - t_2 + \tau) d\tau \right\} \quad (5)$$

называется функцией дожития. В чем состоит ее смысл? Она численно равна доле людей в возрасте x в момент времени t_2 , доживших до этого момента из тех, кто был живым в момент времени t_1 .

Таким образом, с использованием функции дожития формула (4) может быть записана в виде (для $x \geq t$):

$$S^P(t, x) = S_0^P(x - t) \cdot I^P(0, t, x). \quad (4')$$

Для возрастов $x < t$, т. е. в области G_2 , справедливо соотношение:

$$S^P(t, x) = S_0^P(t - x) I^P(t - x, t, x). \quad (6)$$

В общем случае фазовые переменные модели связывает соотношение:

$$S^P(t, x) = S^P(t - \tau, x - \tau) I^P(t - \tau, t, x). \quad (7)$$

Построение прогноза с помощью модели популяционной динамики. Пусть поставлена задача Коши (1), (2), (3'). Для ее решения необходимо знание параметров модели II — коэффициентов смертности и рождаемости μ^P, ρ . Значение этих параметров можно задать в области G , например с использованием методов экстраполяции. Пусть $t = 0$ — текущий момент времени, например 1986 г. Временной интервал интегрирования модели $t \in [0, T]$ пусть равен 10 годам. Решаем задачу Коши в области G . При этом используются формулы (4), (6). Эти формулы называются формулами передвижки возрастов. С их помощью мы определяем значения фазовых переменных на временном интервале $[0, T]$. Таким образом построен прогноз возрастно-половой структуры населения, т. е. она определена в предстоящие моменты времени вплоть до 1996 г.

Стабильное население. Аналитическое исследование возрастно-половой структуры населения в модели II на бесконечном временном интервале в предположении независимости от времени параметров модели называется моделью стабильного населения (модель Лотки). Основным результатом теории стабильного населения состоит в том, что существует население, называемое стабильным, обладающее следующими свойствами. Оно характеризуется постоянным темпом роста и неизменной структурой. Структура и темп роста населения стремятся соответственно к структуре и темпу роста стабильного населения из любого начального состояния, приближаясь к ним асимптотически.

Общий вид возрастно-половой структуры стабильного населения описывается формулой:

$$S^P(t, x) = S^P(x) e^{kt}, \quad (8)$$

где $S^p(x)$ — неизменное во времени распределение по возрастам; k — темп роста стабильного населения. Для нахождения k и $S^p(x)$ воспользуемся формулами (7), (8):

$$S^p(t, x) = S^p(x) e^{kt} = S^p(0, x - t) l^p(0, t, x) = S^p(x - t) l^p(0, t, x).$$

Для $x = t$:

$$S^p(x) e^{kt} = S^p(0) l^p(x) = S_0^p \cdot l^p(x).$$

Отсюда имеем:

$$S^p(x) = e^{-kx} S_0^p l^p(x).$$

С другой стороны, из (3') и (8)

$$S^p(t, 0) = S_0^p e^{kt} = \delta^p \int_0^{\infty} \rho(x) e^{-kx} S_0^1 l^1(x) e^{kt} dx.$$

Для женской части населения получаем соотношение, которое является характеристическим уравнением для темпа роста k :

$$1 = \delta^1 \int_0^{\infty} \rho(x) e^{-kx} l^1(x) dx. \quad (9)$$

В этом уравнении и при его выводе были использованы обозначения:

$$l^p(x) = \exp \left\{ - \int_0^x \mu^p(y) dy \right\} -$$

функция дожития стабильного населения, $p = 1, 2$;

$$S_0^p = S^p(0), \quad p = 1, 2 -$$

ширина возрастной пирамиды стабильного населения в нулевом возрасте.

Структура стабильного населения определена с точностью до константы S_0^1 , так как $S_0^2 = \frac{\delta^2}{\delta^1} S_0^1$.

В итоге получаем следующий общий вид стабильного населения:

$$S^p(t, x) = S_0^p l^p(x) e^{k(t-x)}, \quad p = 1, 2. \quad (10)$$

Введенные термины, понятия и уравнения конечно же не отражают даже малой доли огромного многообразия методов и подходов, используемых в демографии. Наиболее важными вопросами, оставшимися еще не охваченными, являются, по-видимому, следующие.

Стохастическое моделирование. В стохастических, или вероятностных, моделях демографические события предполагаются происходящими по воле случая. Смысл параметров модели при этом состоит в том, что они задают вероятности, или распределения вероятностей, или условные вероятности, или параметры распределения и т. д. описываемых демографических событий. При этом уравнения модели оказываются справедливыми не для численностей демографических групп, а для их математических ожиданий.

Дискретные независимые переменные. Нужды решения конкретных задач неизбежно приводят к необходимости ввести дискретное время и дискретный возраст. Действительно, существенно дискретными являются эти переменные в массивах любых статистических данных. Кроме того, без дискретизации процесса невозможна его реализация на ЭВМ. Интервал дискретизации выбирается обычно равным или кратным 1 году.

Размерность модели. О размерности модели появляется возможность говорить после того, как проведена дискретизация. В этом случае сначала определяются размерности всех входящих в нее фазовых переменных и параметров. Рассмотрим, например, модель I с разбивкой по возрасту с шагом 1 год. Обычно при этом ограничиваются максимальным значением возраста, равного 100 годам. Тогда общее число демографических групп будет равно 200. Размерность параметра — силы смертности — также равна 200. Предположим, что длина интервала интегрирования равна 20 годам, а шаг по оси времени равен 1 году. Размерность модели в каждый момент времени равна $200 + 200 = 400$. Если иметь в виду весь перечень чисел (параметров и переменных), относящихся к области G , которые необходимо хранить в виде таблиц или рассчитывать в ЭВМ, то размерность задачи будет равна $2 \times 400 \times 20 = 16000$.

МОДЕЛЬ МИГРАЦИИ. Введенная терминология позволяет осуществить более четкую и краткую формулировку других демографических моделей.

Возьмем процесс миграции. Если отвлечься от возрастной структуры, то необходимо дать в модели описание структуры населения при расселении, а для характеристики динамики — описание прежде всего первичной и вторичной миграции [3; 7]. Модель в этом случае может выглядеть следующим образом.

Модель III. Перечень социально-демографических событий. В модели учтены виды событий: переезд из района в район, переход из состава некоренного населения в состав коренного населения, «старение» по времени проживания в районе.

Социально-демографические группы. Совокупное население подразделяется на население отдельных районов $q = 1, \dots, Q$.

В каждом районе страны предполагается его разделение на две категории: коренное и некоренное. Некоренное население каждого района предполагается сгруппированным по признакам района выхода и времени проживания в данном районе.

Независимые переменные. Модель III, так же как и модель I, описана на языке непрерывных независимых переменных. В данном случае такими переменными являются время t и переменная времени проживания в районе τ (для каждой категории некоренного населения).

Динамичность модели. Модель III является динамической. *Фазовые переменные модели.* В модели III в соответствии с демографическими группами и независимыми переменными введены следующие фазовые переменные: численности коренного и некоренного населения района q $S_q^k(t)$ и $S_q^H(t)$, плотности по времени проживания τ $s_{qq'}(t, \tau)$ выходцев из района q' . Индекс q' принимает значения для всех остальных районов от 1 до Q . В соответствии же с типами введенных в модели событий кроме этого должны быть описаны миграционные потоки из состава коренного и некоренного населения каждого района, потоки переходящих из состава некоренного населения в состав коренного и миграционные потоки из района в район $V_{qq'}(t)$.

Полнота модели. Будем считать известными как значения всех фазовых переменных модели, так и значения всех параметров модели для всех допустимых (имеющих смысл) комбинаций индексов и значений независимых переменных. Это требование обеспечит выполнение свойства полноты модели.

Параметры модели. Параметрами модели, определяющими значение фазовых переменных и их динамику, являются следующие: коэффициенты интенсивностей миграций всех выделенных групп населения $k_q(t)$, $k_{qq'}(t, x)$, время приживаемости $T_{qq'}$ и распределения $\gamma_{qq'}(t)$ по районам вселения также для всех групп коренного и некоренного населения. Параметр распределения по районам вселения представляет собой долю людей, выезжающих из состава коренного населения района q в район q' , среди всех выезжающих из этого населения в момент времени t . Время приживаемости определяется минимальным временем проживания в районе q , после которого миграционные параметры некоренного жителя — выходца из района q' совпадают с миграционными параметрами коренных жителей района проживания q .

Уравнения модели. В модели III таких уравнений существует два типа. Первый тип уравнений — это уже введенные балансовые уравнения. В соответствии с используемыми социально-демографическими группами балансовых уравнений будет два вида: для описания динамики коренного населения каждого района:

$$\frac{dS_q(t)}{dt} = -k_q(t)S_q(t) + \sum_{q'} S_{qq'}^I(t)$$

и для описания динамики плотности некоренного населения:

$$\frac{\partial s_{qq'}(t, \tau)}{\partial t} + \frac{\partial s_{qq'}(t, \tau)}{\partial \tau} = -k_{qq'}(t, \tau)s_{qq'}(t, \tau).$$

Второй тип уравнений описывает соотношение между фазовыми переменными, имеющее общий смысл: «целое есть сумма составляющих его частей». Таких уравнений несколько:

$$V_{qq'}(t) = V_{qq'}^1(t) + \sum_{q''} \int_0^{T_{qq''}} \gamma_{qq''}^{q''}(t) k_{qq''}(t, \tau) s_{qq''}(t, \tau) d\tau -$$

для миграционных потоков из района в район,

$$S_q = S_q^k(t) + S_q^H(t) = S_q^k(t) + \sum_{q'} S_{qq'}(t) = S_q^k(t) + \sum_{q'} \int_0^{T_{qq'}} s_{qq'}(t, \tau) d\tau -$$

для всего населения района q и др.

Решение уравнений модели III. Для решения уравнений необходимо задать начальные и граничные условия для переменных $S_q^k(t)$ и $s_{qq'}(t, \tau)$. Это будет задача Коши для системы уравнений модели III. Можно показать, что решение задачи Коши существует и может быть найдено в области, где известны значения параметров модели.

Исследование модели III. Исследование модели может быть проведено аналитически и с использованием ЭВМ. Модельные расчеты для постоянных во времени параметров модели дают следующий результат: с течением времени структура расселения по районам стабилизируется, значения всех фазовых переменных стремятся к некоторым постоянным значениям. Данный результат имеет качественную интерпретацию, а именно для сальдо миграции каждого района население этого района выполняет роль обратной связи. Это означает следующее: уменьшение численности населения района приводит к увеличению сальдо миграции, и наоборот. Увеличение же сальдо миграции приводит к увеличению численности населения района, а следовательно, к увеличению миграционного оттока из этого района. Наличие такого взаимодействия для всех районов и приводит к тому, что сальдо миграции для всех районов стремится к нулю с течением времени. Качественная интерпретация данного результата может быть получена в терминах цепи Маркова.

МОДЕЛЬ МИГРАЦИИ С УЧЕТОМ ДИНАМИКИ ВОЗРАСТНО-ПОЛОВОЙ СТРУКТУРЫ НАСЕЛЕНИЯ

НИЯ. Данная модель — модель IV — по отношению к моделям II, III является результатом операции, которую мы назовем детализацией. Для модели II детализация состоит в том, что каждая возрастно-половая группа подвергается, по описанию ее динамики, разбиению на составные части по тому же принципу, что и разделение на социально-демографические группы в модели III, а именно по признакам коренного и некоренного населения, района проживания, района выхода и времени проживания.

С другой стороны, модель IV можно рассматривать как результат детализации модели III (миграции) по признакам пола и возраста, т. е. наложения на миграционную структуру населения популяционного описания. Таким образом, каждая категория населения в модели IV является элементом множества всевозможных групп, набор признаков которых принадлежит множеству, равному прямому произведению наборов признаков модели II и модели III.

Поскольку уже есть два примера изложения моделей социально-демографической динамики, постараемся изложить модель IV в тех же терминах, но более кратко.

Общая характеристика модели. Модель IV — полная непрерывная детерминированная динамическая модель в терминах непрерывных независимых переменных времени t , возраста x и времени проживания τ .

Перечень демографических событий (представляет собой объединение событий моделей II, III): рождение, старение, смерть, переезд из района в район, переход из состава некоренного населения в состав коренного населения, «старение» по времени проживания в районе.

Социально-демографические группы: для коренного населения они образованы по признакам пола, возраста, района проживания, а для некоренного населения — по признакам пола, возраста, района проживания, времени проживания в районе и района выхода.

Фазовые переменные модели. Для модели IV имеют смысл все фазовые переменные моделей II и III. Они, однако, в соответствии с понятием произведенной детализации могут быть представлены как характеристики более мелкого разделения населения. Например, основной переменной, описывающей структуру некоренного населения района, является двойная плотность некоренного населения пола p по возрасту x и времени проживания τ $\sigma_{qq}^p(t, \tau, x)$ для выходцев из района q' , проживающих в районе q в момент времени t . Структура же коренного населения района q описывается его возрастной плотностью $S_q^p(t, x)$. Аналогично вводит структуру всех миграционных потоков по возрасту и полу.

Параметры модели. Параметры модели III получают индекс пола p и зависимость от возраста x , отражающие различия миграционных характеристик разных демографических групп, например $k_q^p(t, x)$ — миграционная подвижность коренного населения возраста x , пола p , проживающего в районе q в момент времени t . Параметры, описывающие рождаемость и смертность, получают индексы, отражающие существенные региональные зависимости, а также зависимости от времени проживания и района выхода, например $\rho_{qq'}(t, \tau, x)$ — рождаемость женщин из состава некоренного населения района q , выходцев из района q' , проживающих в районе q τ лет.

Уравнения модели. Существуют два основных уравнения, описывающих динамику структуры коренного и некоренного населения наиболее детальным образом:

$$\frac{\partial S_q^p}{\partial t} + \frac{\partial S_q^p}{\partial x} = -(k_q^p(t, x) + \mu_q^p(t, x)) S_q^p(t, x) + \sum_q \sigma_{qq'}^p(t, T_{qq'}, x), \quad (11)$$

$$\frac{\partial \sigma_{qq'}^p}{\partial t} + \frac{\partial \sigma_{qq'}^p}{\partial \tau} + \frac{\partial \sigma_{qq'}^p}{\partial x} = -(\mu_{qq'}^p(t, \tau, x) + k_{qq'}^p(t, \tau, x)) \sigma_{qq'}^p(t, \tau, x) \quad (12)$$

для плотности коренного населения по возрасту и для двойной плотности некоренного населения по возрасту и времени проживания в районе.

Остальные уравнения позволяют путем агрегирования (суммирования или интегрирования) более детальных переменных определить значения более крупных по разбивке фазовых переменных. Например, миграционный поток из района q в район q' можно определить исходя из его возрастно-половой структуры:

$$V_{qq'}(t) = \sum_{p=1,2} \int_0^{\infty} v_{qq'}^p(t, x) dx.$$

Справедливо также следующее уравнение для структуры некоренного населения по полу и возрасту:

$$S_{qq'}^p(t, x) = \int_0^{T_{qq'}} \sigma_{qq'}^p(t, \tau, x) d\tau.$$

Смысл уравнений модели II и III остается прежним и в рамках модели IV, а уравнения остаются в силе. Отметим, что содержание их очень простое. Оно состоит в том, что величина фазовых переменных, описывающих состояние или динамические характеристики некоторой группы населения, равна сумме значений этих же переменных всех подгрупп данной группы.

ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ПРОЦЕССОВ ВОСПРОИЗВОДСТВА ЗДОРОВЬЯ НАСЕЛЕНИЯ

Решение задачи Коши. Аналогично моделям II, III может быть поставлена и решена задача Коши для системы уравнений модели IV. Для этого должны быть заданы начальные и граничные условия и значения параметров модели для системы уравнений (11), (12).

Исследование модели IV. В силу большой размерности задачи ее аналитическое исследование оказывается практически невозможным. Исследование модели IV с помощью численных экспериментов на ЭВМ позволило определить следующие свойства, которые являются обобщением результата теории стабильного населения.

1. Существует стабильное население, при котором возраст-половая и региональная структура населения, темпы роста всех категорий населения оказываются постоянными;

2. Из любого начального распределения населения между районами и любых начальных распределений населения в каждом районе по полу и возрасту такое население стремится с течением времени к структуре стабильного населения, постоянно приближаясь к нему асимптотически.

XXVI съездом КПСС была намечена долгосрочная программа проведения эффективной демографической политики, предусматривающей осуществление системы мер по укреплению здоровья населения, увеличению его трудовой активности и продолжительности жизни [1, с. 137–138].

Реализация этой программы требует усиления внимания к исследованиям, предусматривающим выявление закономерностей и тенденций к изменению основных медико-демографических показателей, характеризующих здоровье населения, а также оценки наиболее значимых факторов природной и социальной среды, воздействующих на здоровье населения [8].

Важное место в исследованиях такого рода должны занять системный подход, системный анализ и моделирование, поскольку методология системного подхода помогает формулировать цельную обобщающую концепцию исследования. Системный анализ предоставляет исследователю средства для проверки и коррекции этой концепции на специальных моделях с использованием материалов исследования и статистических данных.

При построении совокупности моделей сложных явлений, объектов и систем целесообразно придерживаться определенной методической последовательности, ориентировочно по следующим этапам: 1) выбор исходной концепции; 2) операционализация; 3) выбор исходных моделей; 4) идентификация моделей; 5) эксперименты с моделями; 6) анализ результатов моделирования и подготовка рекомендаций.

Задачей первого этапа для нас являлся анализ различных определений термина «здоровье» и выбор базового в качестве основы для дальнейших исследований. Любой измеритель того или иного свойства сложной системы (а здоровье представляет собой некоторое свойство системы: индивид – население) имеет смысл только в контексте определенной цели исследования – анализа, прогнозирования либо управления этой системой.

В статье формулируется концепция, смысл которой состоит в обосновании подхода к моделированию здоровья населения с позиций демографии (точнее, медицинской демографии). Этот

подход является весьма перспективным, так как позволяет использовать для формулировки моделей и интерпретации результатов круг устоявшихся идей, понятий и методов демографии. Кроме того, рассмотрение в рамках демографического подхода новых задач, связанных с моделированием воспроизводства здоровья населения, потребует формулировки и обоснования новых методов и моделей, которые могут оказаться полезными и для развития собственно демографии. Требованиям такого подхода из более чем 20 имеющихся определений здоровья [см. 8] наиболее отвечают определения индивидуального и общественного здоровья, впервые предложенные Д. Д. Венедиктовым [4; 5]. Согласно Д. Д. Венедиктову, индивидуальное здоровье целесообразно понимать как процесс поддержания динамического равновесия организма с окружающей природной и социальной средой при осуществлении присущих человеку биологических и социальных функций. Этот процесс может быть наглядно представлен в виде гипотетических «траекторий здоровья» по уровням жизнеспособности индивидуума в зависимости от возраста.

Основываясь на этом определении, будем интерпретировать здоровье населения (общественное здоровье) как интегрированное выражение совокупности значений критериев (параметров траекторий) индивидуального здоровья, характеризующее особенности воспроизводства рассматриваемой совокупности индивидов (населения).

Этап операционализации подробно характеризуется в специальной публикации [8]. Отметим здесь лишь его основные положения и заключительный вывод:

1. Модели воспроизводства здоровья населения — это медико-демографические модели;
2. В основу медико-демографического моделирования должна быть положена модель когорты населения;
3. Модели воспроизводства здоровья населения, разрабатываемые для информационных потребностей управления, должны основываться на официальной медико-статистической информации;
4. На современном этапе моделирования наиболее целесообразно использовать совокупность показателей, характеризующих медико-демографические особенности смертности населения.

Сформулируем первоочередные задачи третьего этапа — этапа выбора исходных моделей для описания процессов воспроизводства здоровья населения:

1. Когортный анализ здоровья населения;
2. Идентификация механизмов, определяющих изменения в здоровье населения;

3. Разработка «корректных» подходов к построению моделей комплексного воздействия окружающей природной и социальной среды на здоровье населения;

4. Выделение устойчивых структурных характеристик здоровья (возрастных, временных и пространственных инвариантов) и разработка методов количественного описания этих характеристик;

5. Выявление особенностей гетерогенности реального населения по состоянию здоровья и «типовых траекторий здоровья» с последующим их использованием для анализа и прогнозирования развития здоровья индивидов и популяций.

Для решения задач 1 и 5 предлагается использовать специальную модель описания изменения жизнеспособности индивидов с возрастом [9]. В этой модели постулируется, что здоровье большинства индивидов в фиксированной когорте родившихся вначале растет, а затем (начиная с некоторого возраста, индивидуального для каждого представителя рассматриваемой когорты) уменьшается до определенной величины, ниже которой наступает летальный исход. Оказывается, что параметры этой модели можно идентифицировать, если использовать ряд естественных предположений и данные когортных таблиц дожития.

Для решения задач 2—4 в качестве базовой модели предлагается использовать модель медико-демографических процессов достаточно общего вида, детерминированный вариант которой имеет вид системы дифференциальных уравнений в частных производных [13; 14]:

$$\frac{\partial l}{\partial t}(j, t, x) + \frac{\partial l}{\partial x}(j, t, x) = \sum_{i=1}^N q(i, j, t, x) l(i, t, x) \quad j = \overline{1, N} \quad (1)$$

с начальными условиями

$$l(j, 0, x) = F(j, x), \quad j = \overline{1, N}, \quad x \geq 0; \quad (2)$$

$$l(j, t, 0) = \int_0^{\infty} \sum_{i=1}^N f(i, j, t, x) dx, \quad t \geq 0, \quad (3)$$

здесь $l(j, t, x)$ — функция переменной x , задающая плотность возрастного распределения индивидов группы j в момент времени t ; $q(i, j, t, x)$ — мгновенная интенсивность перехода из группы i в группу j для индивидов возраста x в момент времени t ; $f(i, j, t, x)$ — мгновенная интенсивность рождаемости детей, родившихся в момент времени t , у женщин возраста x , находящихся в группе i и попадающих в момент рождения в группу j ; $F(j, x)$ — функция переменной x , задающая плотность распределения по возрасту индивидов, находящихся в группе j в момент времени $t = 0$.

В модели, представленной соотношениями (1)–(3), группы индивидов, обозначаемые индексами i и j ($i, j = 1, N$), могут в зависимости от конкретного «наполнения» модели интерпретироваться как группы мужчин и женщин; социальные, профессиональные и территориальные группы населения; группы лиц, имеющих различное состояние здоровья, в том числе с разделением по классам заболеваний и отдельным нозологическим формам; другие представляющие интерес для исследователя группы индивидов.

Математический аппарат этой модели является детерминистским и относится к категории хорошо изученных теоретически. Модели такого типа при наличии необходимой информации практически всегда могут быть идентифицированы современными методами. Однако доступных в настоящее время различным исследователям медико-статистических данных не хватает, чтобы идентифицировать эту модель в приемлемом и интересном для практики варианте. Обычно исследователи переходят к различным упрощениям. Мы также упростим эту модель, для чего будем рассматривать совокупность индивидов только одного пола (например, женского), и ограничимся разделением этой совокупности на крайние по состоянию здоровья группы: живые и умершие. Полученная модель при этом будет учитывать только повозрастную смертность населения в разные моменты времени.

Поскольку из группы умерших индивидов нет обратных переходов в группу живущих, при упрощении модели (1)–(3) целесообразно ограничиться лишь одной группой населения: живые индивиды. Обозначим $\mu(t, x)$ – мгновенную интенсивность смертности населения возраста x в момент времени t и представим простейшую медико-демографическую модель воспроизводства реального населения в следующем виде:

$$\frac{\partial l(t, x)}{\partial t} + \frac{\partial l(t, x)}{\partial x} = -\mu(t, x)l(t, x) \quad (4)$$

с краевыми условиями

$$l(0, x) = F(x), \quad x \geq 0; \quad (5)$$

$$l(t, 0) = \int_0^{\infty} f(t, x) dx, \quad t \geq 0, \quad (6)$$

где обозначения с естественными изменениями, связанными с рассмотрением лишь одной группы индивидов, аналогичны модели (1)–(3).

Решение этого уравнения – функция плотности населения $l(t, x)$ весьма наглядно может быть представлена в виде по-

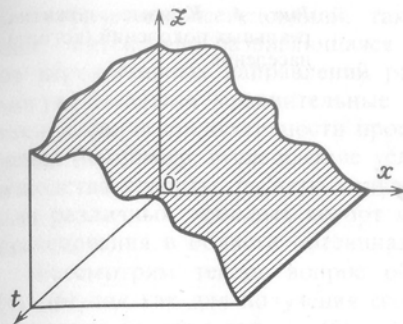


Рис. 1. Поверхность дожития населения (поверхность дожития реальных поколений)

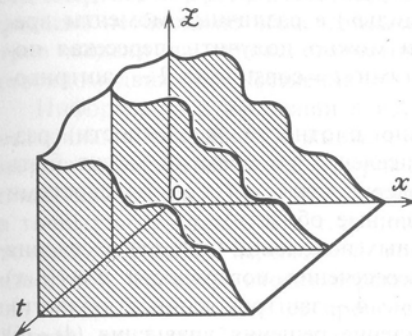


Рис. 2. Профили возрастной структуры населения (демографические пирамиды) в различные моменты времени

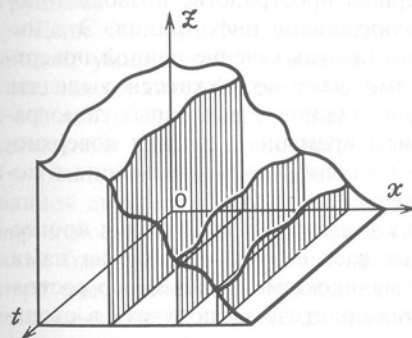


Рис. 3. Тенденции к изменению численности населения различных возрастов

верхности $z = l(t, x)$ в пространственной (трехмерной) системе координат $(0, t, x, z)$ (рис. 1).

При таком представлении обеспечивается возможность визуального сопоставления различных режимов воспроизводства населения, а сечения этой поверхности различными плоскостями дают изображения интересных для практики демографических характеристик:

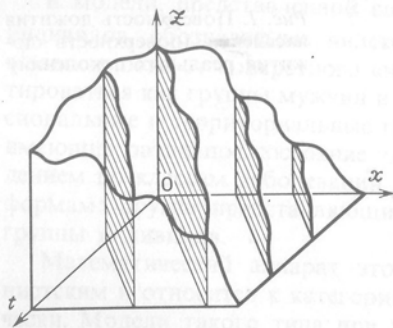


Рис. 4. Кривые дожития реальных поколений (когорт) населения

– профили возрастной структуры населения (возрастные или демографические «пирамиды») в различные моменты времени (моменты наблюдения) можно получить, пересекая поверхность $z = l(t, x)$ плоскостями $t = \text{const}$ (рис. 2 – заштрихованные области);

– тенденции к изменению плотности (численности) различных возрастных групп населения во времени могут быть представлены сечениями поверхности $z = l(t, x)$ плоскостями $x = \text{const}$ (рис. 3 – заштрихованные области);

– кривые дожития реальных поколений (когорт) населения получают в результате пересечения поверхности $z = l(t, x)$ плоскостями $x - t = \text{const}$ (рис. 4 – заштрихованные области).

Таким образом, представление решения уравнения (4)–(6) в виде поверхности в трехмерном пространстве позволяет получить много полезной дополнительной информации. Эта информация является наглядной, так как сечение данной поверхности различными плоскостями дает возможность выделять качественные изменения, происходящие в различных демографических структурах с течением времени, а сечения поверхности $z = l(t, x)$ плоскостями $x - t = \text{const}$ дают информацию о дожитии различных когорт населения.

Целесообразность именно когортного рассмотрения процессов воспроизводства здоровья населения уже отмечена нами, однако данные об изменении медико-демографического состояния реальных когорт населения практически получить в сколько-нибудь широких масштабах невозможно, так как это потребовало бы почти 100-летнего периода наблюдения. Таким образом, пространственное представление решения уравнения (4)–(6) является чрезвычайно важным в методологическом плане. Учитывая это важное свойство поверхности $z = l(t, x)$, будем называть ее далее поверхностью дожития населения или поверхностью дожития реальных поколений (см. рис. 1).

Возможность представления решения уравнения (4)–(6) в виде поверхности дожития – вывод, весьма ценный и для де-

мографических исследований, так как когортные исследования – интенсивно развивающаяся область этой науки. Одним из перспективных направлений развития указанного подхода могут оказаться сравнительные экономико-демографические исследования продуктивности процессов воспроизводства населения (например, исследование условий расширенного воспроизводства когорты, расчеты сальдо продуктивности населения для различных реальных когорт и отрезков времени, а также исследования в области потенциальной демографии).

Рассмотрим теперь вопрос об идентификации уравнения (4)–(6), так как для получения его решения необходимо знать не только краевые условия (5) и (6), но и функцию интенсивности смертности $\mu(t, x)$. Естественно, при выборе метода идентификации необходимо исследовать возможность оценки параметров модели на основе статистической информации о естественном движении населения.

Информация о населении в настоящее время представлена величинами численности живущих в различных возрастах на начало календарного года (например, в виде результатов переписей населения). При этом численность людей, находящихся в точных возрастах 1, 2 и т. д. лет (не говоря уже о промежуточных значениях переменной возраста x), оказывается неизвестной, так как в итогах переписи обычно учитываются лица, которые на момент ее проведения имели возраст от 0 до 1 года, от 1 до 2 лет и т. д. (т. е. суммарно по годовым группам).

Если бы при этом нам была известна также численность людей, умирающих в течение рассматриваемого года, среди лиц, находящихся к началу года в возрастных группах от i до $i + 1$ лет ($i = 0, 1, 2, \dots$), то в сопоставлении этих количеств с количеством людей, имеющих на начало года возраст от i до $i + 1$ лет, мы могли бы перейти от модели (4)–(6) к преобразованной дискретной модели, в которой без труда рассчитали бы вероятности дожития различных когорт населения и использовали бы эти вероятности в качестве оценок коэффициентов перехода в дискретном аналоге уравнения (4). Обычно официальные статистические данные об умерших группируют последних по возрасту смерти (тоже по годовым интервалам), а не по возрасту, достигаемому индивидами к началу года, и поэтому не могут без специальных преобразований использоваться для оценок переходных коэффициентов в дискретном аналоге уравнения (4). Попытка записать данные официальной статистики (по численности населения на начало года и количеству умерших в различных возрастных группах) в виде дополнительных интегральных ограничений (дополнительных краевых условий) для системы (4)–(6) приводит к резкому усложнению

системы и необходимости разработки специальных методов ее идентификации и решения.

Нами разработан другой подход к идентификации функции интенсивности смертности $\mu(t, x)$ в уравнении (4). Этот подход состоит в проверке иерархической совокупности гипотез о возможности представления $\mu(t, x)$ в виде линейной комбинации функций одного переменного.

Идея этого подхода связана с исследованиями, проводившимися в 1978–1981 гг. Л. А. Гавриловым и Н. С. Гавриловой [6; 7], и заключается в исследовании структуры интенсивности смертности, т. е. в выявлении возможности представления раздельного влияния на смертность населения двух обобщенных факторов возраста x , представляющего собственно биологическую компоненту смертности, и фактора времени t , интерпретируемого Л. А. Гавриловым и Н. С. Гавриловой в виде обобщенной характеристики влияния на смертность так называемых фоновых или случайных воздействий внешнесредовых факторов.

Для проверки рассматриваемой далее иерархической совокупности гипотез необходимо предположить, что население, на интенсивность смертности которого оказывают влияние внешнесредовые факторы, является замкнутым (т. е. внешней миграции нет или она пренебрежимо мала), а воздействие окружающей среды однородно для индивидов одной возрастной группы. Формальный анализ механизмов такого воздействия для модели (4) можно осуществить посредством рассмотрения иерархической совокупности последовательно усложняющихся гипотез о виде функции интенсивности смертности $\mu(t, x)$ следующим образом:

1) вначале сформулировать наиболее простую для проверки гипотезу о том, что интенсивность смертности $\mu(t, x)$ не зависит ни от возраста (x) индивидов, ни от текущего времени t

$$H_1: \mu(t, x) = \text{const};$$

2) затем проверить эту гипотезу с использованием данных официальной статистики и, в случае если она не будет отклонена, преобразовать уравнение (4) для его последующей идентификации по статистическим данным;

3) в случае неприятия гипотезы H_1 сформулировать гипотезу H_2 более сложного вида и повторить процедуру проверки.

На последующих этапах последовательно усложнять гипотезы о виде функции $\mu(t, x)$. Всего разработаны методы проверки для восьми последовательно усложняющихся гипотез:

$$H_1: \mu(t, x) = \text{const};$$

$$H_2: \mu(t, x) = f(t);$$

$$H_3: \mu(t, x) = g(x);$$

$$H_4: \mu(t, x) = f(t) + g(x);$$

$$H_5: \mu(t, x) = f(t)g(x);$$

$$H_6: \mu(t, x) = f_1(t) + f_2(t)g(x);$$

$$H_7: \mu(t, x) = g_1(x) + f(t)g_2(x);$$

$$H_8: \mu(t, x) = f_1(t) + g_1(x) + f_2(t)g_2(x).$$

В гипотезах H_1 – H_8 не предполагается принадлежности функций $f(t)$, $f_1(t)$, $f_2(t)$, $g(x)$, $g_1(x)$, $g_2(x)$ к какому бы то ни было параметрическому семейству, а считается, что эти функции – произвольные и неизвестные априори функции скалярных аргументов: времени t и возраста x .

Для проверки гипотез используется информация о значениях чисел доживающих $l(t, x)$ до различных возрастов (x_1, \dots, x_N) по таблицам дожития, рассчитанным для фиксированной популяции (обычно для населения одной страны) в различные моменты времени (t_1, \dots, t_M). Метод проверки гипотез основан на преобразовании элементов массива $l_{(M \times N)}$ к некоторому числу вспомогательных массивов и статистической проверке гипотез о том, что полученные вспомогательные массивы устроены «более просто», нежели исходный массив $l_{(M \times N)}$ (например, в этих массивах нет зависимости элементов от номера строки либо от номера столбца, т. е. нет соответствующих схеме двухфакторного дисперсного анализа «главных эффектов» [16]). Поскольку законы распределения элементов вспомогательных массивов в общем случае неизвестны, для реализации соответствующих процедур дисперсного анализа применяются непараметрические методы [15].

Проиллюстрируем основную идею метода с помощью описания вспомогательных массивов для проверки гипотезы H_7 .

Как известно, в традиционных для демографии моделях таблиц дожития численность доживающих до различных возрастов находится из решения следующих дифференциальных уравнений:

$$\frac{dl(t, x)}{dx} = -\mu(t, x)l(t, x); \quad t = t_1, \dots, t_M \quad (8)$$

с начальными условиями

$$l(t, x)|_{x=0} = 1; \quad t = t_1, \dots, t_M. \quad (9)$$

Запишем решение уравнений (8)–(9):

$$l(t, x) = \exp\left(-\int_0^x \mu(t, x) dx\right). \quad (10)$$

Легко видеть, что если $\mu(t, x)$ соответствует предположениям гипотезы H_7 , то выражение (10) примет вид

$$l(t, x) = \exp[-(G_1(x) + f(t)G_2(x))], \quad (11)$$

где $G_1(x) = \int_0^x g_1(z) dz$, $G_2(x) = \int_0^x g_2(z) dz$ — произвольные функции

возраста.

Рассмотрим массив $L_{(M \times N)}$ такой, что $L(i, j) = l(t_i, x_j)$, и перейдем к новому массиву $MT_{(M \times N)}$, элементы которого в случае справедливости H_7 будут иметь следующий вид:

$$MT(i, j) = -\ln[L(i, j)] = G_1(x_j) + f(t_i)G_2(x_j), \quad \begin{matrix} i = \overline{1, M} \\ j = \overline{1, N} \end{matrix}. \quad (12)$$

Произведя затем последовательные переходы к массивам $A(i, j)$, $B(i, j)$ и $C(i, j)$, получим:

$$\begin{aligned} A(i, j) &= MT(i, j) - MT(i+1, j) = \\ &= [f(t_i) - f(t_{i+1})]G_2(x_j), \quad \begin{matrix} i = \overline{1, M-1} \\ j = \overline{1, N} \end{matrix}; \end{aligned} \quad (13)$$

$$B(i, j) = \frac{A(i, j)}{A(i+1, j)} = \frac{f(t_i) - f(t_{i+1})}{f(t_{i+1}) - f(t_{i+2})}, \quad \begin{matrix} i = \overline{1, M-2} \\ j = \overline{1, N} \end{matrix}; \quad (14)$$

$$C(i, j) = \frac{A(i, j)}{A(i, j+1)} = \frac{G_2(x_j)}{G_2(x_{j+1})}, \quad \begin{matrix} i = \overline{1, M-1} \\ j = \overline{1, N-1} \end{matrix}. \quad (15)$$

Нетрудно видеть, что в случае справедливости гипотезы H_7 в массиве $B_{(M-2) \times N}$ не будет эффектов столбцов (так как соответствующие элементы любой фиксированной строки попросту одинаковы), а в массиве $C_{(M-1) \times (N-1)}$ не будет эффектов строк (по аналогичной, но «транспонированной» причине). Можно показать, что верно и обратное утверждение: массивы B и C обладают одновременно указанными свойствами только в случае справедливости гипотезы H_7 из набора $H_1 - H_8$.

Проиллюстрируем преобразования массивов, представленные уравнениями (11)–(15), на численном примере, содержащем реальные данные демографической статистики¹:

¹ Массив $L_{(4 \times 4)}$ содержит значения чисел доживающих до определенных возрастов из таблиц дожития, рассчитанных для мужского населения Швеции за ряд лет. Строки массива L соответствуют периодам наблюдения: 1 — 1901–1910 гг.; 2 — 1936–1940 гг.; 3 — 1963–1967 гг.; 4 — 1971–1975 гг. Столбцы массива L соответствуют возрастам 1 — 1 год; 2 — 15 лет; 3 — 60 лет; 4 — 85 лет. Значения чисел доживающих опубликованы в статистических ежегодниках: Statistisk årsbok for Sverige, Statistiska Centralbyrån, Sveriges Officiella Statistisk, Stockholm.

Массивы	Номер строки	Значения элементов массивов по номерам столбцов			
		1	2	3	4
$L_{(4 \times 4)}$	1	0,90745	0,83533	0,56548	0,08732
	2	0,95300	0,92800	0,71870	0,11450
	3	0,98541	0,97754	0,84061	0,17392
	4	0,98869	0,98333	0,84011	0,17989
$MT_{(4 \times 4)}$	1	0,09712	0,17993	0,57008	2,43818
	2	0,04814	0,07472	0,33156	2,16718
	3	0,01561	0,02272	0,17363	1,74916
	4	0,01137	0,01681	0,17422	1,71541
$A_{(3 \times 4)}$	1	0,04898	0,10521	0,23852	0,37100
	2	0,03253	0,05200	0,15793	0,41802
	3	0,00424	0,00591	-0,00059	0,03375
$B_{(2 \times 4)}$	1	1,50569	2,02327	1,51029	0,88752
	2	7,67217	8,79865	-267,678	12,38588
$C_{(3 \times 3)}$	1	0,46555	0,44110	0,64291	
	2	0,62558	0,32926	0,37780	
	3	0,71743	-10,0169	-0,01748	

Если для проверки статистических гипотез об отсутствии соответствующих эффектов в массивах B и C использовать метод непараметрического двухфакторного дисперсионного анализа, основанный на ранговых суммах Фридмана, то можно показать, что обе этих гипотезы принимаются для уровня значимости меньшего, чем 0,05. Этот результат позволяет принять гипотезу H_7 в качестве наблюдаемой закономерности формирования функции интенсивности смертности.

Итак, если для совокупности таблиц дожития, представляющих интерес для конкретного исследования, принимается какая-либо из гипотез $H_1 - H_8$, необходимо, используя те же самые исходные данные, найти аналитические оценки функций $f_i(x)$ и $g_i(x)$; $i = 1, 2$ на соответствующих (т. е. доступных наблюдению) временных и возрастных интервалах. На этом этапе перспективно использование методов многомерного статистического анализа (для оценивания средних значений соответствующих функций на интервалах) в сочетании с методами сплайновой аппроксимации (для нахождения аналитических выражений соответствующих компонент исходной функции $\mu(t, x)$, задающей мгновенную интенсивность смертности в уравнении (4)). После получения аналитических выражений для $\mu(t, x)$ можно сравнительно просто решить уравнения

(4)–(6) и построить это решение в виде «поверхности дожития» (см. рис. 1), описанной ранее.

Используя характеристики построенной поверхности дожития, можно рассчитать параметры различных сечений этой поверхности (рис. 2–4), в частности рассчитать параметры дожития реальных когорт, необходимые для идентификации модели изменения жизненных индивидов, входящих в эти когорты (4), (5). Описанный же подход к идентификации простейшей модели воспроизводства населения (4)–(6) может найти применение как для интерполяции недостающих «кусков» поверхности дожития, так и для прогнозирования тенденций к воспроизводству населения в условиях эволюционного развития (т. е. в случае «плавного» дрейфа параметров этого процесса).

Можно показать, что для оценки функций $G_1(x)$ и $G_2(x)$, а следовательно, и функции $f(t)$ в уравнении (12) целесообразно использовать метод главных компонент. Действительно, если данный в (12) массив $MT_{(M \times N)}$ представить в векторной форме следующим образом:

$$\overline{MT}_i = \overline{G}_1 + f(t_i)\overline{G}_2, \quad (15)$$

где $\overline{G}_1, \overline{G}_2$ – векторы в N -мерном пространстве так называемых возрастных интенсивностей смертности, то совокупность точек $\{\overline{MT}_i\}_{i=1, \overline{M}}$ оказывается расположенной точно на прямой, направляющий вектор которой совпадает с \overline{G}_2 . Конечно, реальные наблюдаемые значения на этой прямой могут и не находиться, что приводит к необходимости подбора такой прямой, вокруг которой точки $\{\overline{MT}_i\}_{i=1, \overline{M}}$ расположены наиболее «близко». Если в качестве критерия этой близости используется сумма квадратов расстояний этих точек до искомой прямой, то решение задачи (т. е. направляющий вектор этой прямой) будет совпадать с собственным вектором матрицы ковариации исходных данных, соответствующим максимальному собственному значению [3; 10; 11; 16].

Оказывается, что обобщение данного подхода позволяет рассматривать более общие, чем $H_1 - H_8$, гипотезы о декомпозиции функций интенсивности смертности. Предположим, например, что фактическое значение функции интенсивности смертности для разных возрастов и различных периодов наблюдения формируется в результате комбинации некоторого неизвестного числа R функций времени $f_k(t)$ и функций возраста $g_k(x)$, $k = 1, R$

$$\mu(t, x) = \sum_{k=1}^R f_k(t)g_k(x). \quad (16)$$

Формализация этой гипотезы с помощью рассуждений типа

(8)–(12) приводит нас к следующему представлению наблюдаемых значений логарифмов чисел доживающих:

$$MT(i, j) = \sum_{k=1}^R f_k(t_i)G_k(x_j), \quad \begin{matrix} i = 1, \overline{M} \\ j = 1, \overline{N} \end{matrix}. \quad (17)$$

Перейдем от массива $MT(i, j)$ к стандартизованным переменным

$$T(i, j) = \frac{MT(i, j) - \overline{MT}(\cdot, j)}{s_j}; \quad \begin{matrix} i = 1, \overline{M} \\ j = 1, \overline{N} \end{matrix}, \quad (18)$$

т. е. стандартизуем переменные традиционным способом и представим полученный массив $T(i, j)$ в виде, аналогичном (17):

$$T(i, j) = \sum_{k=1}^R a_{ik}p_{kj}, \quad \begin{matrix} i = 1, \overline{M} \\ j = 1, \overline{N} \end{matrix}. \quad (19)$$

При этом ясно, что обратный переход от переменных a_{ik}, p_{kj} к переменным $f_k(t_i), G_k(x_j)$ не вызовет каких-либо затруднений.

Однако выражение (19) в координатной записи полностью совпадает с общей моделью факторного анализа [10; 16], и, следовательно, решение этой модели (соответственно с оценками функций $f_k(t_i), G_k(x_j); i = 1, \overline{M}; j = 1, \overline{N}$) может быть получено известными методами. Таким образом можно получить еще одно семейство гипотез о возможности декомпозиции функций интенсивности смертности.

В заключение рассмотрим, каким образом идея, связанная с декомпозицией функции интенсивности смертности, может быть использована для разработки нового подхода к оценке комплексного воздействия на здоровье населения (понимаемого более узко как воздействие на величину интенсивности смертности населения) факторов окружающей природной и социальной среды.

Проблема «здоровье–среда» относится к числу наиболее актуальных экологических, социально-гигиенических и медико-демографических проблем науки и практики охраны здоровья населения. И хотя каждый случай болезни и ее возможных последствий индивидуален, совокупность таких случаев для населения страны обуславливается комплексом факторов, воздействующих на население в целом.

Отметим, что при попытке оценки силы влияния различных факторов в модели «здоровье–среда» мы встречаемся с серьезными трудностями. Казалось бы, что для включения какого-либо показателя (фактора) среды мы должны располагать информацией о статистически значимом воздействии этого

фактора на смертность населения. Однако справедливо и противоположное утверждение: система моделей «окружающая среда — здоровье населения» создается прежде всего с целью определения основных факторов среды, влияющих на здоровье населения, с одновременной количественной оценкой интенсивности такого влияния.

Традиционно в исследованиях реализуется как первый путь, предусматривающий последовательное (пошаговое) включение в модель факторов среды, значимо влияющих на смертность населения, так и второй путь, предполагающий одновременное включение в модель возможно более полного набора факторов среды с последующим отбрасыванием незначимо влияющих на смертность. По нашему мнению, оба пути недостаточны эффективны, так как число факторов, которое при этом придется проверить, огромно.

Одним из целесообразных путей преодоления отмеченных трудностей является комплексное использование методов современной прикладной статистики и анализа данных. Этот путь предполагает предварительное рассмотрение всего множества «подозрительных» показателей состояния среды с последующей заменой этих показателей специально сконструированными обобщенными индикаторами (факторами) и построением результирующих зависимостей влияния среды на здоровье. Такой подход неоднократно применялся различными исследователями для моделирования сложных социальных явлений и процессов [2; 10; 11; 12].

Оказалось, что при использовании этого подхода наибольшие трудности связаны прежде всего с этапами качественной (вербальной) постановки задачи и содержательной интерпретации результатов моделирования. Следует также ожидать, что реализация этого подхода в медико-демографическом и медико-экологическом моделировании будет связана со значительными затратами на сбор и первичную обработку статистической информации.

Отметим еще одну принципиальную трудность моделирования взаимосвязей в системе «здоровье — среда». Эта трудность заключается в необходимости обоснования (либо постулирования) вида функциональных зависимостей, описывающих влияние на смертность населения факторов окружающей природной и социальной среды. Обоснование зависимостей такого рода — проблема, которая сейчас еще разработана явно недостаточно — ни концептуально, ни математически. Попытки обосновать и количественно оценить такую связь рутинными методами (например, за счет усложнения вида функциональных зависимостей или увеличения количества оцениваемых неизвестных параметров в соответствующих уравнениях) заведо-

мо бессодержательны и обречены на неудачу. Тому можно найти немало примеров.

В данной статье предлагается иной подход к проблеме выбора обобщенных факторов, характеризующих воздействие окружающей среды на смертность населения. Этот подход является принципиально новым. Он не предусматривает использование на первом этапе каких бы то ни было количественных показателей состояния отдельных компонентов природной и социальной среды, а состоит в проверке гипотез о том, что интегральный эффект воздействия внешнесредовых факторов можно выделить явным образом. Предполагается, что если это воздействие проявляется, то для фиксированного населения (например, постоянно проживающего на одной территории) оно может быть представлено в виде скалярных функций времени².

² Действительно, анализ эмпирических таблиц смертности для разных регионов и за разные годы показывает, что наряду с значительными отличиями, между этими таблицами существует и большое сходство. В частности, зависимость интенсивности смертности $\mu(x)$ для различных таблиц имеет U-образную или I-образную форму. Есть определенные основания предположить, что в основе этого лежат чисто биологические факторы, а их влияние можно выделить явным образом. Но тогда и интегральный эффект воздействия среды также существует.

Рассмотрим более подробно данный подход на примере медико-демографической модели воспроизводства населения, представленной соотношениями (4)–(6). Как известно, в этой модели предполагалось, что население, на интенсивность смертности которого воздействует окружающая среда, является замкнутым (т. е. внешней миграции нет или она пренебрежимо мала), а воздействие окружающей среды на смертность этого населения однородно для индивидов одного возраста. Предположим далее, что в результате применения некоторой статистической процедуры мы установим, что данные не противоречат некоторой гипотезе (7) из набора. Пусть это будет гипотеза H_7 . Справедливость этой гипотезы означает, что данные не противоречат гипотезе в том, что на интенсивность смертности оказывают комплексное влияние два обобщенных фактора: биологический, представленный возрастом x , функциями $g_1(x)$ и $g_2(x)$, и внешнесредовой, представленный функцией времени $f(t)$. Действительно, наличие в формуле для интенсивности смертности

$$\mu(t, x) = g_1(x) + f(t)g_2(x) \quad (20)$$

функций $g_1(x)$ и $g_2(x)$, которые не зависят от изменяющегося

времени (а следовательно, и от изменяющихся условий окружающей среды), делает логичным вывод о том, что именно в функции $f(t)$ сконцентрирован интегральный эффект влияния на смертность изменяющихся условий окружающей среды. Л. А. Гаврилов и Н. С. Гаврилова называют функцию, аналогичную нашей $f(t)$, функцией «фоновой смертности», однако более естественно считать эту функцию именно характеристической интегрального воздействия факторов окружающей среды на смертность населения.

При таком подходе к построению системы моделей «здоровье—среда» появляются необычные (т. е. нетрадиционные) постановки задач исследования. Опишем кратко некоторые из таких постановок, для чего вновь обратимся к системе уравнений (1)–(3). Будем считать, что система (1) описывает вымирание индивидов одного пола, живущих в $M-1$ регионах, индексы которых обозначены i и j ($i, j = 1, M-1$). Последнее M -е значение индексов i, j «зарезервируем» для совокупности умерших в момент t индивидов возраста x (т. е. образуем «фиктивный» регион умерших). Если ввести эти обозначения, то коэффициентам $q(i, j)$ будут соответствовать мгновенные интенсивности межрегиональной миграции, коэффициентам $q(i, M, t, x)$ — мгновенные интенсивности смертности $\mu(i, t, x)$ по регионам, коэффициент $q(M, M, t, x)$ будет равен единице, а коэффициенты $q(M, i, t, x)$ равны нулю для всех рассматриваемых значений $x \geq 0, t \geq 0; i, j = 1, M-1$.

В предположении о том, что межрегиональной миграции между рассматриваемыми регионами нет (регионы «замкнуты»), система уравнений (1) преобразуется к виду

$$\frac{\partial l}{\partial t}(i, t, x) + \frac{\partial l}{\partial x}(i, t, x) = -\mu(i, t, x)l(i, t, x), \quad i = 1, M-1, \quad (21)$$

т. е. распадается на ряд систем типа (4). Конечно, поскольку для каждого региона, входящего в систему, справедливы вышеприведенные рассуждения о необходимости явного выделения интегрального воздействия внешнесредовых факторов на смертность населения, можно проверить гипотезы типа $H_1 - H_8$ (либо какие-нибудь более сложные) о возможных механизмах такого воздействия. Однако, если в распоряжении исследователя лишь небольшое число таблиц дожития, построенных в различные моменты времени для некоторых регионов, либо вовсе только по одной такой таблице для рассматриваемой совокупности регионов (причем различные таблицы не обязательно должны быть рассчитаны для одного и того же момента времени), процедура проверки гипотез о механизмах воздействия факторов среды на смертность населения требует существенной доработки.

Рассмотрим для простоты случай, когда в распоряжении исследователя имеется только по одной таблице дожития для каждого из регионов, входящих в наблюдаемую совокупность ($i = 1, M-1$), а сами таблицы рассчитаны в некоторый фиксированный для всех регионов момент времени, т. е. как бы «одновременно». Система уравнений (21) для этого случая может быть заменена следующей системой обыкновенных дифференциальных уравнений, определяющих региональные таблицы дожития:

$$\frac{dl(i, x)}{dx} = -\mu(i, x)l(i, x); \quad l(i, 0) = 1, \quad i = 1, M-1. \quad (22)$$

Обратим внимание на определенное сходство систем уравнений (22) и (8). Эти системы совпадают с точностью до обозначений совокупностей условий внешней среды, при которых формируется уровень по возрастной интенсивности смертности, определяющий соответствующую таблицу дожития: в случае (8) это различные моменты времени t_1, \dots, t_M , а в случае (22) — различные регионы $i = 1, M-1$.

Казалось бы, при таком сильном сходстве моделей (22) и (8) должны быть сходны и методы проверки гипотез о возможных механизмах интегрального воздействия на смертность населения факторов внешней среды, и в частности для региональных таблиц также можно использовать методы проверки совокупности гипотез $H_1 - H_8$ либо подходы, основанные на применении факторного анализа, описанные нами. Однако это не совсем так. Очевидно, что если мы рассматриваем «замкнутое» население одного региона и предполагаем, например, что взаимодействие биологических и внешнесредовых факторов соответствует гипотезе H_7 , то в соотношении (15) функции $g_1(x)$ и $g_2(x)$, характеризующие биологическую составляющую смертности, не зависят от времени, так как относятся к одному и тому же населению. Для случая совокупности регионов и в условиях справедливости гипотезы H_7 соотношение (20) будет иметь следующий вид

$$\mu(i, x) = g_{i1}(x) + f(i)g_{i2}(x), \quad i = 1, M-1. \quad (23)$$

В равенстве (23) функция $f(i)$ по-прежнему является непосредственной характеристикой интегрального эффекта воздействия внешнесредовых факторов на смертность, а функции $g_{i1}(x)$ и $g_{i2}(x)$ характеризуют биологические составляющие смертности. Наличие же индекса i в «биологических составляющих» $g_{i1}(x)$ и $g_{i2}(x)$ напоминает нам о том, что население, проживающее в разных регионах, — это не одно и то же «замк-

нудое» население, а различные популяции, биологические (расовые, этнические, генетические и др.) характеристики которых могут быть различными. В данных условиях применение техники проверки гипотез $H_1 - H_8$ невозможно без предварительной классификации регионов по степени близости соответствующих популяций по «биологическим составляющим» $g_1(x)$ и $g_2(x)$. Не трудно показать, что если внешнесредовые компоненты смертности $f_k(t)$ рассматривать как «зашумляющие» воздействия, то задача нахождения группы регионов, однородных (сходных) по величинам «биологических составляющих» смертности, может быть сформулирована как задача автоматической классификации сигналов в условиях действия помех.

Следует заметить, что в терминологии демографии описанный подход представляет собой подход к построению модельных таблиц дожития, основанный на иных принципах, нежели ранее известные [17; 18; 19]. Основное отличие этого подхода состоит в большей «физичности» получаемых с его помощью модельных таблиц, поскольку его идея основана на естественных («физичных») предположениях о необходимости явного выделения биологических и внешнесредовых составляющих интенсивности смертности населения, а традиционные подходы к построению модельных таблиц дожития ориентированы преимущественно на поиск наблюдаемых статистических закономерностей в демографических данных и не предусматривают содержательных объяснений выявленных закономерностей.

В качестве возможного направления дальнейшего развития рассмотренных методов и моделей для анализа медико-демографических особенностей воспроизводства здоровья следует указать на необходимость включения в модели (1), (4), (7), (17–19), (21), (22) совокупности причин смерти населения. Здесь лишь отметим, что изменение в постановках задач, а также в методах и моделях для их решения в статье не описывается, так как представляет самостоятельный интерес.

Использование демографических методов и «демографически ориентированных» моделей для исследования закономерностей развития здоровья населения, по нашему мнению, весьма перспективно, так как позволяет объединить на основе этого подхода специалистов различных дисциплин, до настоящего времени недостаточно взаимодействующих между собой: социальной гигиены, экологии, демографии, экономики. Именно на стыке этих наук следует, по-видимому, ожидать в ближайшие годы новых значительных научных результатов по рассматриваемой чрезвычайно важной и актуальной проблеме.

ЭКОНОМИКО-ДЕМОГРАФИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ДЛЯ ГЛОБАЛЬНОГО ДЕМОГРАФИЧЕСКОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

Среди обширного набора задач по прогнозированию численности, структуры и движения населения важное место занимает задача глобального демографического прогноза. Она имеет два аспекта:

– чисто демографический, предусматривающий перспективное определение численности и возрастной структуры населения, исследование логики развития инерционного в силу его массовости и большой длительности демографического процесса;

– глобальный экономико-экологический, связанный с тем, что население земного шара воздействует на окружающую среду и нуждается в значительных объемах разнообразных экономических и природных ресурсов, их нехватка может сильно повлиять на динамику демографических процессов и на качественные характеристики населения.

Большая сложность изучения населения в обоих аспектах привела к раздельному развитию подходов, анализирующих каждый из аспектов. Центральным методом в изучении чисто демографического аспекта является передвижка возрастов, а наиболее сложной задачей в его использовании – прогнозирование возрастных коэффициентов рождаемости и дожития (см.: [2; 4]). Реализацией такого подхода служат прогнозы ООН. (В данной статье использован прогноз [10].)

При глобальном экономико-экологическом подходе наибольшее применение получил метод системной динамики, заключающийся в наглядном графическом описании сложных систем с обратными связями и анализе поведения изучаемой системы на ЭВМ с помощью математического аппарата методов автоматического регулирования (см.: [3; 7; 8; 9]).

Для использования этого подхода необходимо, во-первых, четко выделить анализируемые переменные и связи, во-вторых, измерить их величину, в-третьих, определить основные направления развития независимых переменных, или сценарии развития.

Ниже предлагается модель, которая при одном режиме функционирования может быть отнесена к чисто демографиче-

ским, при другом — к глобальным экономико-экологическим моделям. В отличие от модели передвижки возрастов существующая модификация предлагаемой модели не обеспечивает прогноза возрастной структуры населения, но облегчает многовариантные расчеты на длительную перспективу. В отличие от моделей мировой динамики предлагаемая модель не дает возможности подробно рассчитывать недемографические блоки, так как все переменные ориентированы в ней на расчет динамики численности населения. Это позволяет достаточно подробно анализировать территориальные различия (в модификации модели 83 региона), учесть переменные самого разного характера, влияющие на рост численности населения, дает возможность контролировать все связи при расчетах и облегчает составление содержательно оправданных, внутренне непротиворечивых сценариев развития.

Модель состоит из четырех частей, названных контурами. Такая структура несколько отличается от обычной блочной структуры. В одном контуре могут находиться совершенно разные по своей природе переменные, не связанные между собой, но объединенные общей ролью в модели.

Первый контур (*I*) — основной в модели. Его назначение — прогноз численности населения. Он может использоваться самостоятельно, без участия всех других блоков. Его содержание — операциональное описание демографического перехода. Этот процесс понимается в работе следующим образом: «В главных чертах путь демографической эволюции для всех народов и для всех слоев населения в конечном счете один. Наблюдающиеся в настоящее время различия отражают — в основном и прежде всего — прохождение отдельных частей населения через различные стадии единой демографической эволюции, что вытекает, разумеется, из пребывания их на различных этапах социально-экономического или культурного развития» [6, с. 236–237].

Операциональное описание построено на базе:

- концепции демографического перехода;
- анализа недавней демографической истории.

В рамках концепции существуют две проблемы:

- измерения уровня социально-экономического развития стран;
- установления количественной связи между уровнем социально-экономического развития и коэффициентами естественного движения населения.

Для характеристики уровня социально-экономического развития стран в модели использован один показатель — занятость вне сельского хозяйства на 1000 человек населения. Этот показатель удобен тем, что он отражает в большей или мень-

шей степени состояние ряда социально-экономических и демографических структур:

- разделение населения по сферам производства;
- разделение на городское и сельское население;
- возрастную структуру населения (через соотношение рабочих и нерабочих возрастов);
- степень вовлечения женщин в общественное производство (после некоторого уровня рост показателя возможен лишь при вовлечении женщин в работу по найму). Кроме того, этот показатель сопоставим от страны к стране и во времени.

Графически вид зависимости общих коэффициентов рождаемости и смертности от занятости вне сельского хозяйства на 1000 человек населения аналогичен зависимости указанных показателей от времени в рамках теории демографического перехода.

На основе сочетания зависимости общих коэффициентов рождаемости и смертности от занятости вне сельского хозяйства на 1000 человек населения в рамках концепции демографического перехода были определены режимы демографического роста или развития. Режимы — это сочетания общих коэффициентов рождаемости и смертности на разных этапах демографического перехода.

Эволюция режимов такова: от основных по логике демографического перехода режимов (допереходного, переходных по рождаемости и смертности, послепереходного) к ныне существующему набору на основе анализа демографической истории за 1960–1975 гг. В некоторых случаях демографическое развитие анализировалось с 1920 г. Первоначально построенная схема сопоставлялась с реальностью, и в схему вносились изменения.

Исходя из качественного демографического содержания режимов, мы дали им следующие условные названия:

ДПСР — допереходный по смертности и рождаемости;

ПС(а) — демографический переход по смертности (начальная фаза);

ПС(б) — демографический переход по смертности (средняя фаза);

ПС(в) — демографический переход по смертности (заключительная фаза);

ДВПС — демографический взрыв при переходе по смертности;

ПС(б)РР(в) — регулирование рождаемости в средней фазе перехода по смертности при высокой рождаемости;

ПС(б)РР(н) — регулирование рождаемости в средней фазе перехода по смертности при низкой рождаемости;

ПС(в)РР(в)с — регулирование рождаемости в заключитель-

ной фазе перехода по смертности при сохранении высокой рождаемости;

ПС(в)РР(в)у — регулирование рождаемости в заключительной стадии перехода по смертности при уменьшении рождаемости;

ПС(в)РР(н)с — регулирование рождаемости в заключительной фазе перехода по смертности при сохранении низкой рождаемости на прежнем уровне;

ПС(в)РР(ну) — регулирование рождаемости в заключительной фазе перехода по смертности при дальнейшем уменьшении низкой рождаемости;

ДВБ — большой демографический взрыв;

ДВМ — малый демографический взрыв;

ПР — быстрый демографический переход по рождаемости;

ПРМ(а) — медленный демографический переход по рождаемости (начальная фаза);

ПРМ(б) — медленный демографический переход по рождаемости (основная фаза);

ПРМ(в) — медленный демографический переход по рождаемости (заключительная фаза);

РВ — послепереходный по рождаемости режим с повышенным уровнем рождаемости;

РП — падение рождаемости к устойчивому уровню;

УРС — устойчивый послепереходный по рождаемости и смертности режим;

СН — старение населения;

ПЗП — простая замена поколений.

Сочетание ПС означает переход по смертности; ДВ — демографический взрыв; ПР — переход по рождаемости; РР — регулирование рождаемости; Б — большой или быстрый; М — малый или медленный. Стоящие в скобках буквы «а», «б», «в» при сочетаниях ПС и ПР обозначают последовательные фазы режимов.

Операциональное описание демографического перехода, составляющее контур 1, состоит из двух таблиц и одной схемы (табл. 1, 2). Они определяют:

- последовательность режимов;
- возможные сроки действия каждого режима;
- естественный прирост численности населения при каждом режиме (см.: [1]).

Для использования операционального описания в прогнозных целях необходимо определить место каждой конкретной страны на схеме переходов между режимами. Для этого естественные приросты численности населения по пятилетиям начиная с 1960 г. сравниваются с теми, которые возможны для конкретной страны при том уровне занятости вне сельского хо-

Таблица 1

Числовые характеристики режимов

Индекс режима	Уровень занятости вне сельского хозяйства на 1000 человек населен. для которого определен режим, чел.		Интервал значений об-щественной рождаемости, ‰	Интервал значений об-щественной смертности, ‰	Интервал значений об-щественной рождаемости, ‰	Принятые значения об-щественной смертности, ‰	Кoeffициент естест-венного прироста, ‰	Страна или группа стран, для которых опробовался режим (страна-эталон)	Период перспектив-ного расчета по регио-ну или стране-эталону, годы	Отличие расчетного зна-чения на конец перио-да от истинного, ‰ (ис-тинное значение = 100%)
	До 150	До 150								
ДПСР	До 150	40-50	45,0	35,0	35,0	10,0	10,0	—	—	—
ПС(а)	До 150	40-60	50,0	25,0	35,0 15-35	25,0	25,0	Юго-Западная Азия	1961-1965	+0,57
ПС(б)	До 150	40-50	45,0	17,5	15-35 и 5-15	17,5	27,5	Северная Африка	1961-1970	+0,66
ПС(в)	До 150	40-50	45,0	15,0	15,0	15,0	30,0	Пакистан	1966-1975	+0,61
ДВПС	До 150	40-60	50,0	17,5	15-35 и 5-15	17,5	32,5	Бангладеш	1961-1965	-1,08
ПС(б)РР(в)	До 150	30-50	40,0	17,5	15-35 и 5-15	17,5	22,5	Индия	1966-1970	+0,90
ПС(б)РР(н)	До 150	30-40	35,0	17,5	15-35 и 5-15	17,5	17,5	КНР	1951-1960	-0,57
ПС(в)РР(в)с	До 150	30-50	40,0	15,0	15,0	15,0	25,0	—	—	—

Продолжение таблицы 1

	Продолжение таблицы 1									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ПС(в)РР(в)у	До 150	30-45	37,5	15,0	15,0	22,5	-	-	-	-
ПС(в)РР(н)с	До 150	30-40	35,0	15,0	15,0	20,0	-	-	-	-
ПС(в)РР(н)у	До 150	30-35	32,5	15,0	15,0	17,5	-	-	-	-
ДВБ	150-250	40-50	45,0	5-15	5-15	35,0	Венесуэла	1966-1970	1966-1970	+0,26
ДВМ	150-250	30-50	40,0	5-15	5-15	30,0	Иран	1966-1970	1966-1970	-0,71
ПРБ	150-250 и св. 250	20-45	32,5	5-15	5-15	22,5	Сингапур	1958-1967	1958-1967	+0,49
ПРМ(а)	150-250	30-50	40,0	5-15	5-15	30,0	Венесуэла	1971-1975	1971-1975	-0,10
ПРМ(б)	150-250	30-40	35,0	5-15	5-15	25,0	Чили	1951-1960	1951-1960	-0,03
ПРМ(в)	150-250	25-35	30,0	5-15	5-15	20,0	Чили	1961-1970	1961-1970	-3,13
РВ	Свыше 250	20-30	25,0	5-15	5-15	10,0	США и Канада	1961-1965	1961-1965	+0,58
РП	Свыше 250	15-25	20,0	5-15	5-15	10,0	США и Канада	1966-1970	1966-1970	+0,07
УРС	Свыше 250	15-20	17,5	5-15	5-15	10,0	Канада Швеция	1921-1970	1921-1970	+6,15
СН	Свыше 250	10-20	15,0	5-15	5-15	10,0	Капиталистические страны Европы	1971-1975	1971-1975	-1,03
ПЗП	Свыше 250	10-15	12,5	10-15	10-15	12,5	0,0	-	-	-

Сроки действия режимов, лет

Индекс режима	Фиксированный срок действия	Не фиксированный срок действия		Примечания
		нижняя граница	верхняя граница	
1	2	3	4	5
ДПСР	-	10	20	Режим условный
ПС(а)	-	5	25	Нижняя граница - Мексика (1936-1940 гг.); режим наблюдается в течение 15 лет в группе стран Азии (Афганистан, Бутан, Непал)
ПС(б)	-	5	25	Нижняя граница - Шри Ланка (1951-1955 гг.); режим наблюдается в течение 15 лет в Северной Африке
ПС(в)	-	10	20	Режим наблюдается в течение 10 лет в Пакистане
ДВПС	-	5	25	Нижняя граница - Бангладеш и Пакистан (1961-1965 гг.); режим наблюдается в течение 15 лет в Центральной Америке
ПС(б)РР(в)	-	10	20	Режим наблюдается в течение 10 лет в Индии
ПС(б)РР(н)	-	10	35	Режим наблюдается в течение 25 лет в КНР
ПС(в)РР(в)с	-	10	20	Режим гипотетический
ПС(в)РР(в)у	-	10	20	Режим гипотетический
ПС(в)РР(н)с	-	10	20	Режим гипотетический
ПС(в)РР(н)у	-	10	20	Режим гипотетический
ДВБ	-	5	20	Нижняя граница - ЮАР (1966-1970 гг.); верхняя - Венесуэла (1951-1970 гг.)
ДВМ	-	10	20	Верхняя граница установлена по аналогии с режимом ДВБ
ПРБ	10	5	-	Нижняя граница - Южная Корея (1966-1970 гг.)
ПРМ(а)	10	-	-	
ПРМ(б)	10	-	-	
ПРМ(в)	10	-	15	Верхняя граница - Израиль (1961-1975 гг.)
РВ	-	10	30	Верхняя граница - Аргентина (1941-1970 гг.)
РП	10	5	15	Нижняя граница - США и Канада (1966-1970 гг.), верхняя - Япония (1961-1975 гг.)
УРС	-	10	50	Верхняя граница - Швеция (1921-1970 гг.)
СН	-	10	50	Верхняя граница по аналогии с режимом УРС
ПЗП	-	10	50	Верхняя граница по аналогии с режимом УРС

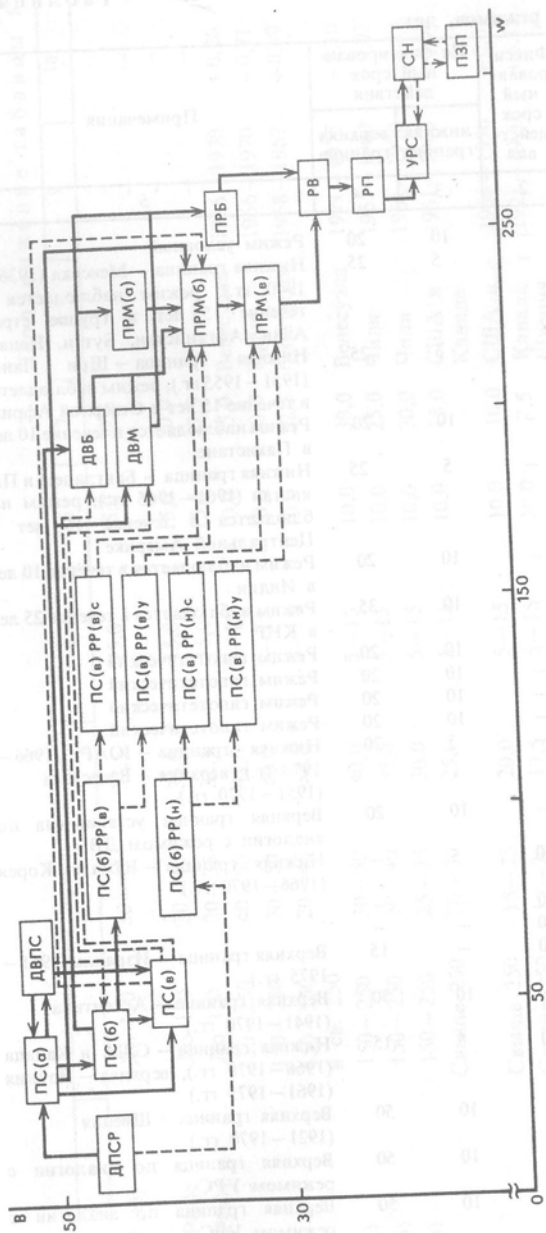


Схема возможных переходов между режимами

зяйства на 1000 человек населения, который в ней наблюдался в соответствующий период. Тот режим из числа возможных, который обеспечивает минимальную разницу между рассчитанным и реально наблюдавшимся естественным приростом, считается действовавшим в регионе в соответствующий период.

После того как определено место конкретной страны на схеме, можно прогнозировать рост численности ее населения, перемещая ее по схеме в соответствии с теми гипотезами, которые представляются реальными прогнозисту. Однако гипотезы не должны противоречить таблицам и схеме. Этот режим функционирования может быть отнесен к чисто демографическому аспекту прогнозирования.

С помощью режимов была описана реальная динамика численности населения по 83-региональной сетке. Расхождение реальной и расчетной динамики менее чем на 2% наблюдалось в 1961–1965 гг. для 68 стран и регионов, в 1966–1970 гг. — для 70, в 1971–1975 гг. — для 73, в 1976–1980 гг. — для 76 стран и регионов.

Второй контур (2) разрабатывается с целью повысить точность определения режимов демографического развития как на ретроспективу, так и на перспективу, очертив рамки, которые накладываются социально-экономические переменные на демографическое развитие, вести прогноз от социально-экономических переменных, не основываясь лишь на самодвижении демографических переменных. Достижение этой цели создает возможности для управления динамикой численности населения.

Контур 2 представляет собой таблицу, названную нами диагностической, входами которой являются социально-экономические переменные, а выходом — режимы демографического развития. Контур 2 обслуживает контур 1 и без него смысла не имеет.

Диагностическая таблица (табл. 3) построена на двух принципах:

- объяснение наблюдавшихся в 1960–1980 гг. режимов демографического развития и переходов между ними;
- соблюдение тех зависимостей, которые наблюдались в ретроспективе, при расширении диагностической таблицы на логически возможные, но не случившиеся в ретроспективе ситуации.

Все использованные в таблице переменные выражены каждая одним числом и содержатся в статистических публикациях ООН или могут быть рассчитаны по ним:

Основной переменной является занятость вне сельского хозяйства на 1000 человек населения. Плотность населения рас-

Таблица 3

Диагностическая таблица для определения режимов демографического развития по социально-экономическим переменным

Занятость вне сельского хозяйства на 1000 человек населения (<i>W</i>)	Валовой внутренний продукт на душу населения (<i>V</i>)	Демографическая политика (<i>P</i>)	Уровень образования (<i>E</i>)	Плотность населения (<i>D</i>)	Индекс режима
1	2	3	4	5	6
$0 < W < 50$	—	—	—	$D \geq 675$	ДПСР
$0 < W < 50$	—	—	—	$D < 675$	ПС(а)
$50 \leq W < 75$	—	—	—	$D \geq 450$	ПС(а)
$50 \leq W < 75$	—	$P = 1$	$E < 1,5$	$D < 450$	ПС(а)
$50 \leq W < 75$	—	$P = 0$	$E < 1,5$	$D < 450$	ПС(а)
$50 \leq W < 75$	—	$P = 1$	$E \geq 1,5$	$D < 450$	ПС(б)РР(н)
$50 \leq W < 75$	—	$P = 0$	$E \geq 1,5$	$D < 450$	ПС(а)
$50 \leq W < 75$	—	—	—	$D \geq 450$	ПС(а)
$75 \leq W < 125$	—	$P = 1$	$E < 1,5$	$D < 450$	ПС(б)РР(в)
$75 \leq W < 125$	—	$P = 1$	$E \geq 1,5$	$D < 450$	ПС(б)РР(н)
$75 \leq W < 125$	—	$P = 0$	$E \geq 1,5$	$D < 450$	ПС(б)РР(в)
$75 \leq W < 125$	$V \geq 100$	$P = 0$	$E < 1,5$	$D < 450$	ПС(б)
$75 \leq W < 125$	$V < 100$	$P = 0$	$E < 1,5$	$D < 450$	ПС(а)
$75 \leq W < 125$	—	—	—	$D \geq 450$	ПС(а)
$125 \leq W < 150$	—	$P = 1$	$E < 1,5$	$D < 450$	ПС(б)РР(в)
$125 \leq W < 150$	—	$P = 1$	$E \geq 1,5$	$D < 450$	ПС(б)РР(н)
$125 \leq W < 150$	—	$P = 0$	$E \geq 1,5$	$D < 450$	ПС(б)РР(в)
$125 \leq W < 150$	—	$P = 0$	$E < 1,5$	$D < 450$	ПС(б)
$125 \leq W < 150$	$V \geq 500$	$P = 0$	$E < 3,0$	—	ДВБ
$150 \leq W < 200$	$V \geq 500$	$P = 1$	$E < 3,0$	—	ДВМ
$150 \leq W < 200$	$V \geq 500$	$P = 0$	$E \geq 3,0$	—	ДВМ
$150 \leq W < 200$	$V \geq 500$	$P = 1$	$E \geq 3,0$	—	ПРБ
$150 \leq W < 200$	$V < 500$	$P = 0$	$E < 3,0$	—	ДВМ
$150 \leq W < 200$	$V < 500$	$P = 1$	$E < 3,0$	—	ПРМ(б)
$150 \leq W < 200$	$V < 500$	$P = 0$	$E \geq 3,0$	—	ПРМ(б)
$150 \leq W < 200$	$V < 500$	$P = 1$	$E \geq 3,0$	—	ПРБ
$150 \leq W < 200$	$V < 500$	$P = 0$	$E < 3,0$	—	ПРМ(а)
$200 \leq W < 250$	$V \geq 500$	$P = 0$	$E < 3,0$	—	ПРМ(б)
$200 \leq W < 250$	$V \geq 500$	$P = 1$	$E < 3,0$	—	ПРМ(б)
$200 \leq W < 250$	$V \geq 500$	$P = 0$	$E \geq 3,0$	—	ПРМ(б)
$200 \leq W < 250$	$V \geq 500$	$P = 1$	$E \geq 3,0$	—	ПРБ
$200 \leq W < 250$	$V < 500$	$P = 0$	$E < 3,0$	—	ДВМ
$200 \leq W < 250$	$V < 500$	$P = 1$	$E < 3,0$	—	ПРМ(б)
$200 \leq W < 250$	$V < 500$	$P = 0$	$E \geq 3,0$	—	ПРМ(б)
$200 \leq W < 250$	$V < 500$	$P = 1$	$E \geq 3,0$	—	ПРБ

сматривается лишь как ограничитель роста населения при преимущественно сельскохозяйственном использовании земли. Демографическая политика по ограничению рождаемости введена в модель как бинарная переменная — учитывается только ее наличие или отсутствие. Уровень валового внутреннего продукта (ВВП) представляет собой интегральную переменную, отражающую уровень развития экономики страны, а на опреде-

ленных стадиях демографического перехода уровень ВВП на душу населения оказывает влияние на естественное движение населения. Уровень полученного населением образования характеризует медианное число лет обучения для лиц 25 лет и старше. Этот показатель полнее объясняет различия в режимах демографического развития между странами, чем уровень грамотности. Прочерки в таблице указывают, что переменные в данном случае не влияют на выбор режима.

В целом расчеты с использованием диагностической таблицы дали удовлетворительные результаты. На 1961—1965 гг. и 1966—1970 гг. ошибки в определении режимов, повлекшие искажение динамики численности населения менее чем на 2%, составили около 40% общего числа стран и регионов, для которых проведены расчеты, на 1971—1975 гг. — около 50%, на 1976—1980 гг. — около 60%.

Третий (3) и четвертый (4) контуры предназначены для расчета социально-экономических переменных, используемых в диагностической таблице, а также для расчета некоторых природных ограничений на развитие экономики: обеспеченности продовольствием и энергетическими ресурсами. Они представляют собой достаточно простую эконометрическую модель, в которой приняты следующие обозначения.

Для всех переменных:

R — приростное за период значение;

P — душевой показатель;

D — доля в процентах;

n — год;

МАХ — максимально допустимое значение.

Наименования переменных:

P — численность населения в тысячах человек;

W — занятость вне сельского хозяйства на 1000 человек населения;

RW — прирост за 5-летие занятости вне сельского хозяйства на 1000 человек населения;

V — ВВП в миллионах долларов 1970 г.;

L — производительность труда (годовая выработка ВВП на одного занятого) в долларах на человека;

RL — прирост производительности труда за 5 лет;

T — численность экономически активного населения в тысячах человек;

DT — доля экономически активного населения во всем населении в %;

RIP — прирост за 5-летие капиталовложений в основные фонды на душу населения;

I — капиталовложения в основные фонды в миллионах долларов;

DI — доля капиталовложений в основные фонды в ВВП в %;

REP — пятилетний прирост потребления первичных топливно-энергетических ресурсов на душу населения;

EP — потребление первичных энергоресурсов на душу населения в килограммах условного топлива на человека в год;

E — потребление первичных топливно-энергетических ресурсов в миллионах тонн условного топлива в год;

NP — потребление пищи в сутки на человека в энергетическом эквиваленте;

N — потребление пищи в сутки в стране или регионе в энергетическом эквиваленте.

Модель описывается следующими соотношениями и регрессионными уравнениями:

$$W(n) = W(n-5)RW; \quad (1)$$

$$RW = 0,833 + 0,1845 RIP. \quad (2)$$

Уравнение (2) имеет смысл для стран и регионов, в которых уровень занятости вне сельского хозяйства на 1000 человек населения не превышает 250. Коэффициент корреляции для уравнения (2) $R = 0,548$:

$$V(n) = L(n)T(n); \quad (3)$$

$$L(n) = L(n-5)RL; \quad (4)$$

$$RL = 0,535 + 0,521RIP, \quad P = 0,767; \quad (5)$$

$$TI(n) = P(n)DT(n); \quad (6)$$

$$DT(n) = 20,33 + 0,0589W(n). \quad (7)$$

Уравнение (7) оценено для регионов, в которых $W \geq 150R = 0,856$;

$$DT(n) = 44,23 - 0,1017W(n). \quad (8)$$

Уравнение (8) оценено для регионов, в которых $W < 150R = 0,466$. Связь между уровнем занятости вне сельского хозяйства на 1000 человек населения и долей экономически активного населения во всем населении исследуемой совокупности стран имеет V-образный вид. Минимум приходится примерно на уровень 150 занятых вне сельского хозяйства на 1000 человек населения. Такой вид зависимости, видимо, связан как с особенностями возрастной структуры населения этих стран при различных уровнях занятости вне сельского хозяйства на 1000 человек населения, так и с возможностями вовлечения детей в производство при разных уровнях развития сельского хозяйства.

Очевидно, что ключевой независимой переменной в регрессионных уравнениях является темп роста капиталовложений в основные фонды на душу населения за пятилетие (RIP).

Капиталовложения в основные фонды описываются следующими соотношениями:

$$RIP = IP(n+5)/IP(n); \quad (9)$$

$$IP(n+5) = I(n+5)/P(n+5); \quad (10)$$

$$I(n+5) = I(n)RI; \quad (11)$$

$$DI(n+5) = I(n+5)/V(n+5); \quad (12)$$

$$DI \leq DIMAX. \quad (13)$$

Расчет осуществляется следующим образом. Сначала по данным на год n определяется режим демографического развития по диагностической таблице и рассчитывается численность населения на год $n+5$. Вводится некоторое предположение о темпах роста капиталовложений в основные фонды на период $(n, n+5)$. По заданному темпу исчисляются капиталовложения на год $(n+5)$ по уравнению (11). Затем вычисляется потребление на душу населения по уравнению (10). После этого по уравнению (9) определяется темп роста. Он используется в расчетах по уравнениям (1–8). Когда по этим уравнениям рассчитано значение ВВП, по уравнению (12) вычисляется доля капиталовложений в основные фонды в году $n+5$. Она не должна превышать некоторого максимума, определенного экспертным путем [неравенство (13)].

Потребление (на ретроспективу) или потребность (на перспективу) в топливно-энергетических ресурсах определяется следующим образом:

$$EP(n+5) = EP(n)REP; \quad (14)$$

$$REP = 0,646 + 0,512RIP, \quad R = 0,360; \quad (15)$$

$$E(n+5) = EP(n+5)P(n+5); \quad (16)$$

$$RE = E(n+5)/E(n); \quad (17)$$

$$RE \leq REMAX. \quad (18)$$

Прирост потребления топливно-энергетических ресурсов зависит от темпов роста капиталовложений в основные фонды. Душевое потребление переводится в абсолютные объемы умножением на полученную по диагностической таблице численность населения на год $n+5$, и темп прироста потребления (потребности) за 5 лет сравнивается с максимально возможным.

Потребности в продовольствии рассчитываются так:

$$NP(n) = 1774,9 + 3,03W(n). \quad (19)$$

Эта зависимость определена для стран с занятостью вне

сельского хозяйства на 1000 человек населения менее 250 человек; $R = 0,442$. Для тех регионов, где $W > 250$, уровень потребления продовольствия в сутки на человека колеблется от 2500 до 3500 ккал, но от уровня W потребление продовольствия в этих странах не зависит:

$$N(n) = NP(n)P(n). \quad (20)$$

Объем необходимого стране продовольствия считается на сутки:

$$RN = N(n)/N(n-5); \quad (21)$$

$$RN \leq RNMAX. \quad (22)$$

Как и в случае с максимальным уровнем капиталовложений и максимальным темпом роста потребления топливно-энергетических ресурсов, максимальный темп роста потребления продовольствия определяется экспертным путем.

В итоге независимыми переменными для работы модели оказываются:

- темпы роста капиталовложений;
- темпы роста числа учащихся;
- наличие или отсутствие демографической политики.

Две последние переменные действуют с лагами. Такой набор независимых переменных позволяет не только осуществлять прогноз, но и моделировать определенное регулирование демографических процессов.

Для индивидуального прогноза по странам при использовании регрессионных уравнений введение большого числа переменных затруднено как ограниченностью выборки, так и необходимостью экономить экзогенные переменные при прогнозировании. Для учета особенностей отдельных стран необходимы дополнительные приемы. В качестве такого приема использованы процентные (долевые) поправки к предсказанным по регрессионным уравнениям значениям:

$$Y = (K_0 + K_1X)P, \text{ где } P - \text{ поправка.}$$

Поправки получены сравнением в ретроспективе истинных значений переменных Y и рассчитанных по уравнению. В большинстве случаев они постоянны и отражают индивидуальные отличия стран или процессов, если от одной переменной X вычислены разные переменные Y .

Расчеты с использованием операционального описания демографического перехода.

При использовании операционального описания демографического перехода для прогнозирования численности населения

основной задачей является прогнозирование режимов демографического развития. После того как определено место страны на схеме переходов между режимами и срок действия последнего в ретроспективе режима, перспективный набор режимов может быть задан экспертным путем.

Для долгосрочного прогнозирования численности населения введен гипотетический режим естественной убыли населения — ЕУН. Он не наблюдался в ретроспективе ни для одного региона или страны, но идея естественной убыли населения не противоречит концепции демографического перехода (см.: [5], разделы 1.5.2 и 3.5.3). Коэффициенты естественного движения населения для этого режима таковы: общий коэффициент рождаемости — 10,0‰, смертности — 15,0‰. Таким образом, коэффициент естественной убыли населения равен 5,0‰.

Коэффициенты естественного движения населения для режима ЕУН получены путем небольшого изменения коэффициентов для режима простой замены поколений, где и коэффициент рождаемости, и коэффициент смертности равны 12,5‰. Очевидно, что можно построить несколько режимов естественной убыли с разной интенсивностью сокращения численности населения.

Предлагаемый нами вариант удобен для первоначальных расчетов, поскольку варианты с высокой интенсивностью убыли населения заведомо малореальны, а меньшая интенсивность сокращения численности населения очень незначительно отличается от режима простой замены поколений.

Прогнозный расчет был проведен так. Для каждого из 23 регионов ООН были определены режимы демографического развития на ретроспективу, и для каждого региона были проведены прогнозные расчеты по среднему варианту последовательности смены режимов, представляющему собой средний по срокам прохождения, а в случае альтернативных путей перехода — средний по приростам численности населения путь между максимальным и минимальным вариантами, как они указаны в операциональном описании. Расчет был сопоставлен с прогнозом ООН. В ряде случаев совпадение было значительным, но в ряде других расчет не только отличался от среднего варианта ООН, но и был либо выше максимального, либо ниже минимального варианта.

Следующий этап — изменение режимов демографического развития на перспективу таким образом, чтобы минимизировать расхождения с прогнозом ООН, не нарушая логики и правил уже изложенного операционального описания. Результаты расчетов представлены в табл. 4. В ряде случаев расхождения сохранились на том же уровне, во многих сильно сократились, в некоторых сокращение расхождений было невелико, что свя-

Условный прогнозный расчет численности населения по 23-региональной сетке ООН с использованием операционального описания демографического перехода, сравнение его с прогнозом ООН [10] (средний вариант) и расчет с максимальным приближением к прогнозу ООН

Название региона	Первоначальный расчет						Расчет с максимальным приближением к прогнозу ООН			
	Численность населения, млн. чел.			Отклонение от прогноза ООН, %			Численность населения, млн. чел.		Отклонение от прогноза ООН, %	
	1980 г.	2000 г.	2025 г.	2000 г.	2025 г.	2000 г.	2025 г.	2000 г.	2025 г.	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
СССР	265	308	341	-0,6	-4,0	308	358	-0,63	+0,88	
Зарубежная Европа	484	523	537	+2,1	+2,8	513	522	+0,14	0,00	
Восточная Европа	110	116	117	-4,7	-10,4	122	131	-0,16	+0,26	
Южная Европа	139	161	174	+5,9	+8,3	154	159	+0,02	+0,78	
Западная Европа	153	161	161	+3,9	+7,3	155	151	-0,07	+0,82	
Северная Европа	82	85	85	+3,3	+4,7	83	81	+0,55	-0,41	
Зарубежная Азия	2579	3658	4984	+3,0	+10,0	3570	4623	+0,59	+2,02	
КНР	995	1275	1596	+1,4	+8,6	1275	1481	+1,44	+0,80	
Япония	117	135	150	+4,7	+13,8	129	132	-0,40	+0,44	
Восточная Азия без КНР и Японии	63	83	106	-5,4	-5,2	88	117	-0,64	+4,63	
Восточная часть Южной Азии	361	557	769	+7,0	+11,6	524	715	+0,64	+3,80	
Продолжение таблицы 4										
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Центральная часть Южной Азии	944	1438	2087	+3,7	+11,8	1386	1914	-0,04	+2,53	
Западная часть Южной Азии	98	169	278	+0,6	+5,3	169	264	+0,65	+0,24	
Африка	470	828	1515	-2,9	-1,7	842	1541	-1,23	-0,08	
Северная Африка	109	188	308	+0,7	+4,0	188	293	+0,74	-0,96	
Восточная Африка	134	238	431	-4,7	-9,7	250	487	0,00	+1,95	
Центральная Африка	53	96	192	+4,9	+18,1	91	150	-0,12	-7,53	
Западная Африка	141	255	510	-4,4	+0,9	255	510	-4,47	+0,95	
Южная Африка	33	51	75	-11,2	-25,7	58	100	+0,32	-0,26	
Северная Америка (США и Канада)	248	291	322	-2,5	-6,3	291	347	-2,49	+0,97	
Латинская Америка	364	537	748	-5,1	-13,5	565	859	-0,07	-0,77	
Район Карибского моря	31	40	51	-7,0	-17,6	42	61	-2,27	-2,00	
Центральная Америка (с Мексикой)	93	152	231	-2,6	-4,8	159	249	+2,24	+2,41	
Тропическая Южная Америка	199	296	409	-6,0	-7,9	311	486	-1,24	-2,41	
Зона умеренного климата Южной Америки	41	49	57	-5,3	-8,3	53	63	+2,02	+1,21	
Австралия и Океания	23	29	40	-1,1	+11,5	29	38	-1,91	+3,99	
Австралия и Новая Зеландия	18	21	24	-4,3	-4,0	21	25	-3,13	+2,15	
Меланезия, Микронезия, Полинезия	5	8	16	+7,9	+45,0	8	12	+1,50	+7,96	
Мир в целом	4432	6175	8488	+0,9	+3,6	6120	8287	+0,01	+1,12	

зано с различной степенью схожести гипотез ООН и возможностями операционального описания для разных регионов.

Расчеты по контурам (1)–(4). Для определения в первом приближении ресурсов, необходимых для ускорения демографического перехода, могут быть использованы расчеты по модели по всем четырем контурам. Такие расчеты были проведены по всей совокупности развивающихся стран за период с 1960 по 1980 г. Поправочные коэффициенты в регрессионных уравнениях были подобраны так, чтобы минимизировать отклонения расчетных переменных от тех значений, которые наблюдались в ретроспективе. Численность экономически активного населения на 1980 г., например, была рассчитана с ошибкой $-2,3\%$, валовой внутренний продукт — с ошибкой $-2,6\%$, численность населения по диагностической таблице — с ошибкой $+2,6\%$.

После этого был проведен расчетный эксперимент для выяснения возможностей влияния на динамику численности населения и некоторые другие характеристики различных стратегий изменения управляющих переменных в модели. По полученным расчетам, даже увеличение в 1,5 раза темпов роста капиталовложений за весь период с 1960 по 1980 г. не дало бы никаких демографических результатов в пределах этого периода, хотя сопровождающее экономический рост увеличение занятости вне сельского хозяйства на 1000 человек населения могло бы оказать эффект в дальнейшем.

Проведение с самого начала периода — с 1960 г. — демографической политики по ограничению рождаемости могло бы снизить к 1980 г. численность населения по сравнению с действительным уровнем на 7% , но дальнейшее снижение темпов роста численности населения было бы малореальным из-за невысокого уровня социально-экономического развития.

Сочетание высоких темпов экономического роста с демографической политикой по ограничению рождаемости и стабильно высокие темпы роста числа учащихся (на уровне темпов 1961–1965 гг.) позволили бы за 20 лет (с 1960 по 1980 г.) уменьшить прирост населения на 7% , полностью охватить всех детей в развивающихся странах школьным образованием и создать условия для перехода развивающихся стран к режимам демографического перехода по рождаемости, что позволило бы им прийти к демографической зрелости в первое десятилетие XXI в.

Проведенный нами условный расчет показывает необходимость комплексного подхода к мероприятиям социально-демографической политики, говорит о том, что инерционность демографических процессов может быть преодолена сочетанием экономического и социального развития совместно с мерами

демографической политики, но подтверждает и то, что нужны очень большие экономические ресурсы для такого развития.

Полученное сопоставление прогнозов может быть использовано в двух направлениях: 1) оценка экспертами перспектив роста численности населения с помощью режимов демографического развития. Для этого автором сделана программа на ЭВМ СМ-4, позволяющая давать прогноз, задавая последовательность режимов демографического развития, и сравнивать этот прогноз с тремя вариантами прогноза ООН; 2) с помощью диагностической таблицы подобрать темпы экономического роста, необходимые для реализации прогноза ООН. Для этого разработана другая программа, позволяющая в диалоговом режиме подобрать нужные темпы изменения социально-экономических переменных.

Для использования модели в целях прогнозирования необходимо организовать работу экспертов с ней для выработки содержательных гипотез, по которым следует проводить расчеты.

**К статье Р. М. Дмитриевой, Е. М. Андреева
«Статистическое наблюдение в демографии:
этапы развития и перспективы»**

1. Собрание узаконений и распоряжений Рабочего и Крестьянского правительства. 29 декабря 1917 г., № 11, ст. 160, приложение 7.
2. Собрание узаконений и распоряжений Рабочего и Крестьянского правительства. 4 января 1918 г., ст. 200.
3. Собрание узаконений и распоряжений Рабочего и Крестьянского правительства. 26 января 1918 г., № 18, с. 263.
4. Собрание узаконений и распоряжений Рабочего и Крестьянского правительства. 22 октября 1918 г., № 76—77, с. 818.
5. Собрание узаконений и распоряжений Рабочего и Крестьянского правительства. 5 декабря 1924 г., № 82, с. 827.
6. Собрание законов и распоряжений Рабоче-крестьянского правительства Союза Советских Социалистических Республик, издаваемое Управлением делами Совета Народных Комиссаров Союза ССР и СТО. 31 декабря 1932 г., № 84, ст. 516—517.
7. Собрание законов и распоряжений Рабоче-крестьянского правительства Союза Советских Социалистических Республик, издаваемое Управлением делами Совета Народных Комиссаров Союза ССР и СТО. 19 октября 1935 г., № 53, ст. 432.
8. Собрание законов и распоряжений Рабоче-крестьянского правительства Союза Советских Социалистических Республик, издаваемое Управлением делами Совета Народных Комиссаров Союза ССР. 29 августа 1936 г., № 44, ст. 369.
9. Белова В. А. Число детей в семье.— М., 1975.
10. Бондарская Г. А. Рождаемость в СССР (Этнодемографический очерк).— М., 1977.
11. Вестник статистики, 1919, апрель — июль, № 4—7.
12. Вестник статистики, 1920, сентябрь — декабрь, № 9—12.
13. Дарский Л. Е. Формирование семьи.— М., 1972.
14. Ильина И. П. Метод расчета брачной структуры населения в межпереписной период.— Вестник статистики, 1984, № 7, с. 12—17.
15. Китагава Э. Социально-экономические различия в смертности в США и их значение для демографической политики.— В кн.: Изучение продолжительности жизни.— М., 1977, с. 151—205.
16. Кувшитова Л. П. Метод расчета национального состава населения в межпереписной период.— Вестник статистики, 1984, № 4, с. 23—28.
17. Левит М. Е. Комплексный подход к обработке статистических данных о населении.— Вестник статистики, 1984, № 6, с. 58—62.
18. Михайловский В. Г. Всесоюзная перепись населения 1926 года. Изд. ЦСУ СССР.— М., 1926.
19. Новосельский С. А. Об организации государственной санитарной статистики.— Общественный врач, 1917, ноябрь — декабрь, № 9—10.
20. Очерки по истории статистики СССР.— М., 1955.
21. Сифман Р. И. Динамика рождаемости в СССР (По материалам выборочных обследований).— М., 1974.
22. Сколько детей будет в советской семье? (Результаты обследования).— М., 1977.

23. Толчинский Л. Е. Оценка уровня рождаемости в СССР.— В кн.: Демографическое развитие семьи.— М., 1979, с. 185—190.

**К статье О. М. Масловой «Применение метода опроса
в изучении демографических процессов»**

1. Антонов А. И. Социология рождаемости. М., 1980.
2. Белова В. А., Дарский Л. Е. Статистика мнений в изучении рождаемости.— М., 1972.
3. Бойко В. В. Малодетная семья (Социально-психологическое исследование).— М., 1980.
4. Борисов В. А. Перспективы рождаемости.— М., 1976.
5. Вишневецкий А. Г. Воспроизводство населения и общество. История, современность, взгляд в будущее.— М., 1982.
6. Грушин Б. А. Мнения о мире и мир мнений. Проблемы методологии исследования общественного мнения.— М., 1967.
7. Гырдев Д. А. Актуальные проблемы общественного сознания.— М., 1982.
8. Докторов Б. З. О надежности измерения в социологическом исследовании.— Л., 1979.
9. Дридзе Т. М. Язык и социальная психология.— М., 1980.
10. Загладин В. В., Фролов И. Т. Глобальные проблемы современности.— М., 1981.
11. Иванов В. Н., Маслова О. М. Применение социологических методов при изучении народонаселения в СССР.— В кн.: Демографическое развитие СССР в послевоенный период (Советские доклады к французско-советскому семинару по проблемам демографии. Париж. Декабрь. 1984 г.). Ротапринт.— М., 1984.
12. Коробейников В. С. Редакция и аудитория. Социологический анализ.— М., 1983.
13. Новикова Т. В. Применение контент-анализа должностных инструкций в решении проблем управления трудовыми коллективами.— Социологические исследования, 1978, № 4.
14. Ноэль Э. Массовые опросы.— М., 1978.
15. Рабочая книга социолога.— М., 1983.
16. Саганенко Г. И. Социологическая информация. Статистическая оценка надежности исходных данных социологического исследования.— Л., 1979.
17. Сови А. Общая теория населения, т. 2.— М., 1977.
18. Тугаринов В. П. Философия сознания.— М., 1971.
19. Уледов А. К. Структура общественного сознания.— М., 1968.
20. Пробно исследване по темата «Начин на живот на родопското население» (инструментарий, методика и резултаты).— София, 1984.
21. Wywiad kwestionaryszowy. Analizy teoretyczne i badania empiryczne.— Warszawa, 1983.

**К статье Х. Э. Палли
«Демографические процессы в прошлом:
методы получения и обработки информации»**

1. Водарский Я. Е. Население России в конце XVII — начале XVIII века.— М., 1977.
2. Кабузан В. М. Народонаселение России в XVIII — первой половине XIX в.— М., 1963.

3. Ласлетт П. Семья и домохозяйство: исторический подход.— Брачность, рождаемость, семья за три века.— М., 1979.
4. Палли Х. Естественное движение сельского населения Эстонии 1650—1799. I.— Таллин, 1980.
5. Урланис Б. Ц. Рост населения в Европе (опыт исчисления).— М., 1941.
6. Шелестов Д. К. Демография: история и современность.— М., 1983.
7. Beloch K. J. Die Bevölkerung der griechisch — römischen Welt.— Leipzig, 1886.
8. Coale A. J. The growth and structure of human Populations.— Princeton, 1972.
9. Coale A. J., Demeny P. Regional model life tables and stable populations.— Princeton, 1966.
10. Corvisier J.-N. La démographie historique, est-elle applicable à l'histoire grecque?— Annales de Démographie Historique. 1980.— P., 1980.
11. Dupaquier J. Introduction à la démographie historique.— Paris, 1974.
12. Fleury M., Henry L. Des registres paroissiaux à l'histoire de la population. Manuel de dépouillement et d'exploitation de l'état civil ancien.— P., 1956.
13. Fleury M., Henry L. Nouveau manuel de dépouillement et d'exploitation de l'état civil ancien.— P., 1965, 1976.
14. Guillaume P., Poussou J.-P. Démographie historique.— P., 1970.
15. Hassan F. Demographic archaeology. Studies in archaeology. Academic Press, 1981.
16. Henry L. Manuel de démographie historique.— Genève — Paris, 1967.
17. Henry L. Techniques d'analyse en démographie historique.— P., 1980.
18. Hollingsworth T. H. Historical demography.— Ithaca (N. Y.), 1969.
19. Hyrenius H. Estlands svenskarna. Demografiska studier.— Lund, 1942.
20. Imhof A. E. Einführung in die Historische Demographie.— München, 1977.
21. La démographie avant les démographes (1500—1670).— Annales de Démographie Historique. 1980.— P., 1980.
22. Laslett P. Introduction: the history of the family.— Household and Family in past time.— Cambridge, 1972.
23. Laslett P., Eversley D. E. C., Armstrong W. A., Wrigley E. A. An introduction to English historical demography.— L., 1966.
24. Lee R. D. Estimating series of vital rates and age structures from baptisms and burials: a new technique with application to pre-industrial England.— Population Studies. XXVIII, 1974.
25. Marcilio M. L., Charbonneau H. Démographie historique.— P., 1979.
26. Russell J. C. Late ancient and medieval population.— Transactions of the American Philosophical Society.— New Series, 48, 3, 1958.
27. Sieder R., Mitterauer M. The reconstitution of the family life course: theoretical and empirical results.— Family forms in historic Europe.— Cambridge, 1983.
28. Slicher van Bath B. H. De paleodemografie.— A. A. G. Bijdragen, no 15.— Wageningen, 1970.
29. A study of the age and sex structure, Longevity in the Western provinces of Roman Empire on the basis of inscriptional evidence.— Wrocław, 1980.

30. United Nations, Department of Economic and Social Affairs. Manuals on methods of estimating population. Manual 4: Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data.— N. Y., 1967.
31. Wrigley E. A., Schofield R. S. The population history of England 1541—1971.— I., 1981, p. 715—738.

**К статье А. Г. Вишневого
«Методы количественного анализа рождаемости»**

1. Апри Л. Проблемы современной демографии: наблюдение и язык.— В кн.: Изучение мнений о величине семьи.— М., 1971.
2. Баткис Г. А. Очерки по статистической методологии. Изучение плодovitости.— В кн.: Баткис Г. А. Вопросы санитарной и демографической статистики.— М., 1964.
3. Борисов В. А. Перспективы рождаемости.— М., 1976.
4. Боярский А. Я. Курс демографической статистики.— М., 1945.
5. Боярский А. Я., Валентей Д. И., Кваша А. Я. Основы демографии.— М., 1980.
6. Боярский А. Я., Шушерин П. П. Демографическая статистика.— М., 1951.
7. Венецкий И. Г. Математические методы в демографии.— М., 1971.
8. Вишевский А. Г. Демографическая революция.— М., 1976.
9. Воспроизводство населения СССР.— М., 1983.
10. Демографическое развитие Украинской ССР.— Киев, 1977.
11. Итоги Всесоюзной переписи населения 1970 года, т. II.— М., 1972.
12. Кваша А. Я. Проблемы экономико-демографического развития СССР.— М., 1974.
13. Корчак-Чепурковский Ю. А. О таблицах рождаемости и плодovitости.— В кн.: Корчак-Чепурковский Ю. А. Избранные демографические исследования.— М., 1970.
14. Коул Э. Дж. Снижение рождаемости в Европе со времен Французской революции до второй мировой войны.— В кн.: Брачность, рождаемость, семья за три века.— М., 1979.
15. Курман М. В. Актуальные вопросы демографии.— М., 1976.
16. Курс демографии. Под ред. А. Я. Боярского.— М., 1967.
17. Курс демографии. Под ред. А. Я. Боярского. 2-е изд.— М., 1974.
18. Народонаселение стран мира. Справочник. 2-е изд.— М., 1978.
19. Народонаселение стран мира. Справочник. 3-е изд.— М., 1984.
20. Население СССР. 1973. Статистический сборник.— М., 1975.
21. Сифман Р. И. Динамика рождаемости в СССР. М., 1974.
22. Стещенко В. С. Опыт применения метода когорт для изучения рождаемости на Украине в послевоенный период.— В кн.: Проблемы демографической статистики.— М., 1966.
23. Урланис Б. Ц. Проблемы динамики населения СССР.— М., 1974.
24. Янсон Ю. Э. Сравнительная статистика населения.— Спб., 1892.
25. Coale A. J. Factors associated with the development of low fertility: an historic summary.— In: UN World Population Conferenc. Belgrad, 1965.— N. Y., 1967.
26. Dictionnaire démographique multilingue. Volume français.— Liège, 1981.

27. *Kuczynski R. R.* Fertility and reproduction. Methods of measuring the balance of births and deaths. — Berlin, 1982.
28. *Pressat R.* L'analyse démographique. Concepts. Méthodes. Résultats. 4e édition. — P., 1983.
29. *Whelpton P. K.* Reproduction rates adjusted for age, parity, fecundity and marriage. — Journal of the American Statistical Association, 1946, v. 41.
30. *Wunsch G., Termote M.* Introduction to demographic analysis. Principles and methods. — N. Y., 1978.

К статье М. С. Тольца «Демографический анализ брачности: проблемы, методы, интерпретация результатов»

1. *Анри Л.* Нарушения брачности под влиянием войны 1914—1918 гг. — В кн.: Брак и семья. — М., 1975, с. 78—128.
2. *Баткис Г. А.* Вопросы санитарной и демографической статистики. — М., 1964.
3. *Бедный М. С.* Внебрачный ребенок. — Медицинская газета, 1983, 9 сентября, с. 4.
4. *Белова В. А.* Анализ влияния на брачность семейного и возрастного-полового состава населения. — В кн.: Вопросы демографии. — М., 1970, с. 176—187.
5. Брачность, рождаемость, смертность в России и в СССР. — М., 1977.
6. *Волков А. Г.* Об ожидаемой продолжительности брака и ее демографических факторах. — В кн.: Демографическое развитие семьи. — М., 1979, с. 59—84.
7. Воспроизводство населения СССР. — М., 1983.
8. Всесоюзная перепись населения 1926 года, т. 51. М. — Л., 1931.
9. *Дарский Л. Е.* Формирование семьи. М., 1972.
10. Демографический энциклопедический словарь. М., 1985.
11. *Диксон Р.* Колебания возраста вступления в брак и доли никогда не состоявших в браке в странах разных культур. — В кн.: Брак и семья. — М., 1975, с. 30—69.
12. Естественное движение населения в СССР. — Вестник статистики, 1979, № 11, с. 65—69.
13. Естественное движение населения в СССР. — Вестник статистики, 1980, № 11, с. 74—79.
14. *Ильина И. П.* Изучение брачности поколений женщин из семей рабочих и служащих в СССР. — В кн.: Рождаемость. — М., 1976, с. 121—141.
15. Итоги Всесоюзной переписи населения 1970 года, т. II. — М., 1972.
16. *Кейфиц Н.* Математический анализ населения. — В кн.: Демографические модели. — М., 1977, с. 10—26.
17. *Киселева Г. П., Синельников А. Б.* Эволюция брачно-семейной структуры населения СССР в послевоенный период. — В кн.: Демографическое развитие СССР в послевоенный период. — М., 1984, с. 25—47.
18. *Коул Э. Дж.* Снижение рождаемости в Европе со времен Французской революции до второй мировой войны. — В кн.: Брачность, рождаемость, семья за три века. — М., 1979, с. 71—99.
19. Курс демографии. Под ред. А. Я. Боярского. 3-е изд. — М., 1985.
20. Народонаселение СССР и некоторых зарубежных стран. — М., 1975.
21. Народонаселение стран мира: Справочник. 3-е изд. — М., 1984.

22. Население СССР: Справочник. — М., 1983.
23. Общий свод по Империи результатов разработки данных Первой всеобщей переписи населения, произведенной 28 января 1897 года. Т. I. — СПб., 1905.
24. *Пискунов В. П.* О влиянии диспропорций в численности полов на брачное состояние населения и рождаемость в Украинской ССР. — Советское здравоохранение, 1966, № 9, с. 17—22.
25. Проблемы воспроизводства и занятости населения. — М., 1984.
26. *Птуха М. В.* Индексы брачности. — В кн.: Ученые записки по статистике. Т. VII. — М., 1963, с. 161—169.
27. *Синельников А. Б.* Статистика брачности и «служба знакомств». — В кн.: Стабильность семьи как социальная проблема. — М., 1978, с. 146—166.
28. Статистические методы анализа информации в социологических исследованиях. — М., 1979.
29. *Тольца М. С.* Методика построения таблиц брачности холостяков. — В кн.: Демографическая ситуация в СССР. — М., 1976, с. 107—115.
30. *Тольца М. С.* Некоторые обобщающие характеристики брачности, прекращения и длительности брака. — В кн.: Демографическое развитие семьи. — М., 1979, с. 39—58.
31. *Coale A. J.* Age patterns of marriage. — Population Studies, 1971, N 2, pp. 193—214.
32. *Coale A. J., McNeil D. R.* The distribution by age of the frequency of first marriage in a female cohort. — Journal of the American Statistical Association, 1972, N 340, pp. 743—749.
33. *Duchene J., Wunsch G.* Les mesures de la fréquence du divorce. — Population, 1977, num. spec., pp. 53—68.
34. *Goldman N., Westoff Ch. F., Hammerslough Ch.* Demography of the marriage market in the United States. — Population Index, 1984, № 1, pp. 5—25.
35. *Henry L.* Nuptiality. — Theoretical Population Biology, 1972, № 3, pp. 135—137.
36. *Hoem J. M.* A probabilistic approach to nuptiality. — Biometrie — Praximetrie, 1970, № 1, pp. 3—20.
37. *Muhsam H. V.* The marriage squeeze. — Demography, 1974, № 2, pp. 291—299.
38. *Pressat R.* L'analys démographique. 3-ed. P., 1973.
39. *Preston S. H.* Estimating the proportion of American marriages that end in divorce. — Sociological Methods and Research, 1975, № 4, pp. 435—459.
40. *Shryock H. S., Siegel J. S. et al.* The methods and materials of demography. 2 vol. 4 ed. Washington, 1980.
41. World population trends and policies, 1981. Monitoring report. Vol. 1. Population trends. U. N., N. Y., 1982.
42. *Wunsch G. J., Termote M. G.* Introduction to demographic analysis. — N. Y. — L., 1978.

К статье Л. А. Гаврилова, В. Г. Семенова, Н. С. Гавриловой «Методы анализа таблиц смертности»

1. *Андреев Е. М., Добровольская В. М.* Об одном методе изучения кривых дожития. — В кн.: Продолжительность жизни: анализ и моделирование. — М., 1979, с. 80—103.
2. *Банникова Р. В., Каленюк В. Ф.* Таблицы доживаемости населения.

ния Архангельской области за период 1926—1970 гг. Архангельский мед. институт.— Архангельск, 1974.

3. *Войтенко В. П.* Анализ смертности как проблема биологии старения.— Вестник АМН СССР, 1984, № 3, с. 89—93.

4. *Гаврилов Л. А.* Количественные закономерности продолжительности жизни человека и лабораторных животных. Научный центр биологических исследований.— Пушино, 1984.

5. *Гаврилов Л. А.* Популяционно-статистические подходы к изучению продолжительности жизни.— В кн.: Итоги науки и техники, т. 4. Биологические проблемы старения.— М., 1984, с. 135—171.

6. *Гаврилов Л. А., Гаврилова Н. С.* Исследование кинетических закономерностей смертности людей в историческом аспекте.— Докл. АН СССР, т. 245, № 4, с. 1017—1020, 1979.

7. *Гаврилов Л. А., Гаврилова Н. С.* Определение видовой продолжительности жизни.— Докл. АН СССР, т. 246, № 2, с. 465—469, 1979.

8. *Гаврилов Л. А., Семенова В. Г.* О несостоятельности гипотезы нормального распределения продолжительности жизни.— В кн.: Тезисы докладов 11-й Всесоюзной Межуниверситетской конференции молодых ученых «Современные проблемы биологии».— Тбилиси, 1980, с. 25—26.

9. *Гаврилова Н. С., Семенова В. Г., Гаврилов Л. А.* Картотека данных по продолжительности жизни людей.— В кн.: Проблемы биологии старения.— М., 1983, с. 71—76.

10. *Гревилл Т.* Таблицы смертности по причинам смерти.— В кн.: Изучение продолжительности жизни.— М., 1977, с. 127—142.

11. *Лэмб М.* Биология старения.— М., 1980.

12. *Россет Э.* Продолжительность человеческой жизни.— М., 1981.

13. *Семенова В. Г.* Анализ распределения продолжительности жизни лабораторных животных.— В кн.: Проблемы биологии старения.— М., 1983, с. 56—62.

14. Смертность и продолжительность жизни населения СССР 1926—1927 гг. Таблицы смертности.— М.—Л., 1930.

15. *Урланис Б. Ц.* Эволюция продолжительности жизни.— М., 1978.

16. *Шукайло В. Ф.* К демозкономической теории смертности.— Экономика и математические методы, 1978, т. 14, вып. 2, с. 257—278.

17. *Acsadi G., Nemeskéri J.* History of human life span and mortality.— Budapest, Akadémia Kiado, 1970.

18. *Behm H., Vallin J.* Mortality differences among human groups.— In: Biological and Social Aspects of Mortality and Length of Life. Proc. Semin., Fiuggi, May 13—16, 1980.— Liège, 1982, p. 11—37.

19. *Borgan J.-K.* Kohort-Dø deligheten i Norge 1846—1980.— Rapport fra Statistisk Sentralbyrå 83/28.— Oslo—Kongsvinger, 1983.

20. *Chiang Ch. L.* Life table and mortality analysis.— World Health Organization, 1978.

21. *Deevey E. S. Jr.* Life tables for natural populations of animals.— Quart. Rev. Biol., v. 22, p. 283—314, 1947.

22. Demographic Yearbook, v. 13, 1961; Ibid., v. 18, 1967; Ibid., v. 26, 1974.

23. Demography and evolution in plant populations. Solbrig O. T. (ed.), Botanical Monographs, vol. 15, 1980.

24. *Hickey F.* Death and reproductive rate in relation to flock culling and selection.— New Zealand J. Agric. Res., v. 3, p. 332—344, 1960.

25. *Keyfitz N., Flieger W.* World population: an analysis of vital data.— Chicago & London, 1968.

26. *Le Bras H.* Lois de Mortalité et âge limite.— Population, No. 3, p. 655—692, 1976.

27. Life tables for the geographic divisions of the United States. 1959—61.— In: Life tables 1959—61, vol. 1, No. 3.— Washington, 1965.

28. *Preston S., Keyfitz N., Schoen R.* Causes of death. Life tables for national populations.— N. Y., 1972.

29. *De Saboulin M.* Données de démographie regionale 1975.— Les collections de l'INSEE, D 82.— P., 1981.

30. *Schoen R., Urton W. L.* Marital Status life tables for Sweden.— Urwal, Num. 10, Statistiska Centralbyran.— Stockholm, 1979.

31. Tavole di mortalità per regione e cause di morte della popolazione Italiana 1960—62.— Annali di statistica, ser. VIII, vol. 19.— Roma, 1966.

32. United Nations. Age and sex patterns of mortality: model life tables for underdeveloped countries.— N. Y., 1955.

К статье С. И. Пирожкова «Демографическая оценка трудового потенциала»

1. *Корчак-Чепурковский Ю. А.* Влияние смертности в различных возрастах на увеличение средней продолжительности жизни.— В кн.: Изучение воспроизводства населения.— М., 1968.

2. *Миловидов А. С.* Годы жизни и годы труда.— М., 1983.

3. *Новосельский С. А.* Смертность и продолжительность жизни в России.— Пг., 1916.

4. *Птуха М. В.* Очерки по статистике населения.— М., 1960.

5. *Русев Б.* Статистические характеристики населения в трудоспособном возрасте.— Население и экономика.— М., 1970.

6. *Минков М.* Население и основни социални структури.— София, 1976.

7. Demographic aspects of manpower. Sex and Age Patterns of Participation in Economic Activities.— Population Studies, 1962, No 33.

8. *Carfinkle S.* The lengthening of working life and its implications.— World Population Conference 1965, vol. IV. UN.— N. Y., 1967.

9. *Kedelski M.* Analiza kohortowa — teoria i zastosowania.— Studia Demograficzne, 1974, No 36.

10. *Rogers A.* Introduction to Multiregional Mathematical Demography.— N. Y., 1975.

11. *Schoen R., Woodrow K.* Labor force status life tables for the United States.— Demography, vol. 17, 1980, No 3.

12. *Wolfbein S.* The length of working life.— Population Studies, 1949, vol. 3.

К статье Е. Л. Сороко «О математическом моделировании в демографии»

1. Демографические модели.— Сб. статей. Под ред. Е. М. Андреева и А. Г. Волкова.— М., 1977.

2. Динамическая теория биологических популяций. Под ред. Р. А. Полуэктова.— М., 1974.

3. *Зуев Г. М., Сороко Е. Л.* Математическое описание миграционных процессов.— Автоматика и телемеханика, 1978, № 7, с. 94—101.

4. Курс демографии. Под ред. А. Я. Боярского. 2-е изд.— М., 1974.

5. *Моисеев Н. Н.* Модели экологии и эволюции.— М., 1983.

6. Новосельцев В. Н. Теория управления и биосистемы. — М., 1978.
7. Переведенцев В. И. Методы изучения миграции населения. М., 1975.
8. Система знаний о народонаселении. Под ред. Д. И. Валентя. — М., 1976.
9. Keyfitz N. Introduction to the mathematics of population. Reading. — Mass., 1968.

К статье С. П. Ермакова «Демографические модели процессов воспроизводства здоровья населения»

1. Материалы XXVI съезда КПСС. — М., 1981.
2. Айвазян С. А., Бежаева З. И., Староверов О. В. Классификация многомерных наблюдений. — М., 1974.
3. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. — М., 1963.
4. Венедиктов Д. Д. Об определении понятия и динамическом моделировании общественного здоровья. — М., 1982.
5. Венедиктов Д. Д. Системный анализ и моделирование общественного здоровья. — В кн.: Теория, методология и практика системных исследований. Тезисы Всесоюзной конференции. Секция 11. — М.: ГКНТ СССР, АН СССР и ВНИИСИ, 1984, с. 29—30.
6. Гаврилов Л. А. Количественные закономерности продолжительности жизни человека и лабораторных животных. Препринт. — Научный центр биологических исследований АН СССР, МГУ. — Пушкино, 1984.
7. Гаврилов Л. А., Гаврилова Н. С. Исследование кинетических закономерностей смертности людей в историческом аспекте. — ДАН СССР, 1979, т. 245, № 4, с. 1017—1020.
8. Ермаков С. П. Моделирование процессов воспроизводства здоровья населения. Научный обзор. — М.: ВНИИМИ, 1983.
9. Ермаков С. П., Ильинский В. В. О возможных подходах к измерению количественных характеристик здоровья популяции с помощью когортных таблиц дожития. — В кн.: Теория, методология и практика системных исследований. Тезисы Всесоюзной конференции. Секция 11. — М.: ГКНТ СССР, АН и ВНИИСИ, 1984, с. 49—51.
10. Иберла К. Факторный анализ. — М., 1980.
11. Кендалл М., Стюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды. — М., 1976.
12. Миркин Б. Г. Анализ качественных признаков и структур. — М., 1980.
13. Ольшанский В. К., Петровский А. М., Яшин А. И. Об одном подходе к моделированию системы здравоохранения. — Автоматика и телемеханика, 178, № 3.
14. Петровский А. М., Яшин А. И. Построение и идентификация моделей неоднородных популяций. Препринт. — М.: ИПУ, 1982.
15. Фундаментальные науки — медицина. Материалы совместной сессии Общего собрания АН СССР и Общего собрания АМН СССР 19—20 ноября 1980 г. — М., 1981, с. 279.
16. Харман Г. Современный факторный анализ. — М., 1972.
17. Холлендер М., Вульф Д. А. Непараметрические методы статистики. — М., 1983.
18. Шеффе Г. Дисперсионный анализ. — М., 1980.
19. Brass W., Coale A. J. Methods of analysis and estimation. — In: Demography of Tropical Africa, pp. 88—139. — Princeton Univ. Press, 1968.

К статье А. В. Акимова «Экономико-демографическая модель для глобального демографического прогнозирования»

1. Акимов А. В., Лунев Ю. Г. Операциональное описание демографического перехода для прогнозирования динамики численности населения. Препринт, ЦЭМИ. — М., 1980.
2. Баркалов Н. Б. Моделирование демографического перехода. — М., 1984.
3. Басалаева Н. А. Моделирование демографических процессов и трудовых ресурсов. М., 1978.
4. Бахметова Г. Ш. Методы демографического прогнозирования. — М., 1982.
5. Вишневатский А. Г. Воспроизводство населения и общество. История, современность, взгляд в будущее. — М., 1982.
6. Вишневатский А. Г. Демографическая революция. — М., 1976.
7. Форрестер Дж. Мировая динамика. — М., 1978.
8. Meadows D. H. et al. The Limits to Growth. — N. Y., 1972.
9. Mesarowic M., Pestel E. Mankind at the Turning Point. — Toronto, 1974.
10. World Population Prospects as assessed in 1980. UN. — N. Y., 1981.

Дмитриева Р. М., Андреев Е. М. Статистическое наблюдение в демографии: этапы развития и перспективы. Характеризуются главные этапы становления советской демографической статистики. Основное внимание уделено статистике естественного движения и миграции населения, проблемам полноты и качества учета. Рассмотрены возможные пути дальнейшего развития статистики населения в СССР. Показано, что сегодня основным препятствием к получению более детальных сведений о населении является неполная сопоставимость данных из разных источников информации. Дается анализ различных путей преодоления этого препятствия при широком применении современной вычислительной техники.

Маслова О. М. Применение метода опроса в изучении демографических процессов. Метод опроса рассматривается как исследовательский инструмент для проверки гипотетической модели явления или процесса, разработанной на базе демографической статистики. Анализируются требования к методике опроса, связанные с переходом от теоретического научного описания предмета исследования к его описанию на уровне объединенного практического сознания совокупности опрашиваемых. Описана методика и конкретный опыт проведения пробных исследований с целью эмпирической проверки качества методики опроса. Рассмотрен вопрос об объединении границ интерпретации результатов опроса.

Палли Х. Э. Демографические процессы в прошлом: методы получения и обработки информации. Выделены основные комплексы источников информации о демографических процессах в прошлом и рекомендованы возможности их использования для получения показателей, в большей или меньшей степени отвечающих требованиям современного демографического анализа. Особое внимание уделено получению информации из церковных метрических записей в сочетании с другими источниками или без них. Рассмотрены (на примере Эстонии XVII—XIX вв.) различные варианты использования этих источников.

Вишневский А. Г. Методы количественного анализа рождаемости. Рассмотрены вопросы описания процесса рождаемости с помощью системы показателей, характеризующих его различные стороны, взаимосвязь показателей, относящихся к реальным и условным поколениям, их достоинства и недостатки. Большое место уделено интерпретации основных функций таблиц рождаемости, дифференцированных по очередности рождения, и построенных на их основе показателей, демонстрируются их аналитические возможности. Затрагиваются проблемы анализа продолжительности интервалов между рождениями. Дана сводная таблица показателей рождаемости и приведены примеры вычислений наиболее важных из них. Обсуждаются спорные вопросы терминологии.

Тольц М. С. Демографический анализ брачности: Проблемы, методы, интерпретация результатов. Рассмотрены основные количественно измеряемые характеристики брачности с целью развития методов демографического анализа этого процесса. Разработана система показателей, которая целостно описывает формирование брачной структуры населения. Установлено, как входящие в предложенную систему показатели следует интерпретировать в рамках лежащих в их основе допущений, насколько в каждом из них учитывается влияние одних факторов и элиминируется влияние других. Найдена взаимосвязь отдельных показателей. Показаны ограничения, накладываемые особенностями различных источников статистических данных о населении.

Гаврилов Л. А., Семенова В. Г., Гаврилова Н. С. Методы анализа таблиц смертности. Рассмотрены современные методы анализа таблиц дожития и подходы к расшифровке содержащейся в них информации. Отмечено, что из характеристик таблиц дожития именно вероятность смерти является наиболее пригодной при выявлении элементарных факторов смертности. На примере половых различий в смертности мужчин и женщин показано, что сопоставление уровней смертности путем расчета соответствующих отношений или разностей может привести к ложным выводам. Предложен более адекватный метод анализа, основанный на линейном соотношении между уровнями смертности сравниваемых популяций. Приведены результаты использования факторного анализа, а также метод разложения интенсивности смертности на компоненты, основанный на использовании закона Гомперца-Мейкема.

Пирожков С. И. Демографическая оценка трудового потенциала. Описаны различные подходы к оценке трудового потенциала общества, в частности, с использованием методов потенциальной демографии. Рассмотрены принципы построения «таблиц трудового периода» (таблиц экономической активности) и построена краткая таблица экономической активной жизни мужчин Украинской ССР за 1969–1970 гг. Анализирована проблема построения более совершенных многостатусных «растущих — убывающих» таблиц экономической активности, позволяющих учесть неоднократные переходы между состояниями трудовой активности и неактивности на протяжении жизни.

Сороко Е. Л. О математическом моделировании в демографии. Рассмотрен класс непрерывных детерминированных моделей, в основе которых лежат уравнения, описывающие движение населения между социально-демографическими группами. В качестве примера использованы: естественное движение и миграция населения. Изложены основные понятия и положения такого моделирования: переменные, демографические события, уравнения и их решение и другие вопросы. Для рассмотренных различных уровней описания предложено решение проблемы преемственности демографических моделей.

Ермаков С. П. Демографические модели процессов воспроизводства здоровья населения. Рассматриваются вопросы использования математического аппарата демографических моделей для исследования медико-демографических процессов. Описывается новый метод идентификации параметров простейшей модели воспроизводства населения и обсуждаются возможности использования этого метода для количественной оценки интегрального воздействия внешних факторов на смертность населения в медико-экологических моделях.

Акимов А. В. Экономико-демографическая модель для глобального демографического прогнозирования. Предлагается модель, содержащая операциональное описание демографического перехода, построенное на концепции демографического перехода и анализе недавней демографической истории. Описание — совокупность упрощенных аналогов стабильного населения, названных режимами демографического развития. Для прогнозирования режимов разработана диагностическая таблица, входами которой являются прогнозируемые с помощью эконометрической модели социально-экономические переменные, а выходом — режимы демографического развития. По модели проведены пробные расчеты.

Dmitrieva R. M., Andreev E. M. Statistical observation in demography: stages of development and prospects. The principal stages of the becoming of Soviet demographic statistics are characterized. Special attention is given to the natural movement and migration statistics, to the problems of completeness and quality of the registration. The ways for the further development of the population statistics in the USSR are considered. It is shown that today the main obstacle to obtaining more detailed knowledge about population is incomplete comparableness of data from different sources of information. Various ways to overcome this hindrance with the help of modern computers are discussed.

Maslova O. M. The use of the method of inquiries in the study of demographic processes. The method of inquiries is treated as a research instrument for the verification of the hypothetical model of an event or a process developed on the basis of the data of demographic statistics. The author analyses the requirements to the method of inquiries connected with the transition from theoretical description of the phenomena towards their description at the level of the united practical consciousness of a group of respondents. The author describes the method and the concrete experience of pilot surveys aimed to verify empirically the quality of the method. The question of the unification of interpretation confines is discussed.

Palli H. E. Demographic processes in the past: methods for the obtaining and processing of information. The author discerns the main clusters of sources of information about demographic processes in the past and shows the possibilities of their use for computing indices more or less adequate to the requirements of modern demographic analysis. Special attention is paid to the problem of extracting data from parish registers whether completed by other sources or not. Various cases of using such sources are traced on the example of 17–19 cent. Estonia.

Višnevskiy A. G. Methods of the quantitative analysis of fertility. The article discusses the problems of describing the process of fertility with the help of the system of indices which characterize its various aspects, the interconnection of measures referring to real and fictitious generations, their advantages and shortcomings. Special place is given to the interpretation of the main functions of fertility tables differentiated according to the birth order, to the indices computed on their basis, their analytical capacity being demonstrated. The problems of the birth timing analysis are also

touched upon. The summary table of fertility measures is presented together with the examples of the calculation of the most important ones. Disputable questions of terminology are discussed.

Tolts M. S. Demographic analysis of nuptiality: problems, methods, interpretation of results. The article revises the main quantitatively measurable characteristics of nuptiality with the purpose to develop methods of the demographic analysis of this process. A system of indices capable to describe comprehensively the formation of population marriage structure is worked out. The way of interpretation of the indices within the confines of assumptions underlying them, the extent to which each of them takes into account or eliminates the influence of certain factors, the interconnection of individual indices are considered. The limitations put by the peculiarities of various sources of information about population are shown.

Gavrilov L. A., Semenova V. G., Gavrilova-N. S. Methods for life tables analysis. The article deals with the modern approaches for analysis of life tables and new methods for the elucidating the fundamental information from them. It is shown that it is the death rate that is the most suitable variable for mortality analysis. It is also found (while studying sex differences in mortality) that mortality studies based on traditional indices (ratios or differences) may lead to false conclusions. More adequate method, based on mortality correlation studies is proposed. The results of the application of factor analysis and mortality decomposition in two components based on the Gompertz-Makeham law are presented.

Pirozhkov S. I. Demographic estimate of the labour force potential of population. Various approaches to the estimation of labour force potential are described including those based on the methods of potential demography. The principles of computing the economic activity tables are considered and an abridged table of economically active life of males in the Ukrainian SSR for 1968-1970 is computed. The problem of computation of more adequate multistate increment-decrement tables of economic activity which would take into account repeated transitions between states of economic activity and inactivity during lifetime is discussed.

Soroko E. L. On mathematical models in demography. The author considers the class of continued determined models based on the equations describing the movement of population between socio-demographic groups. Natural movement and migration are given as examples. The main notions and propositions of such models: variables, demographic events, equations and their solution etc. are considered. For different description levels the solution of the problem of the succession of demographic models is proposed.

Ermaikov S. P. Demographic models of the reproduction of population's health. The article deals with the questions of using mathematical apparatus of demographic models for the study of demomedical processes. A new method of the identification of parameters of simplest population reproduction model is described and the possible use of the method for the estimate of integral influence of exogenous factors on mortality in demomedical models is discussed.

Akimov A. V. Demoeconomic model for the global demographic projection. The author offers the model containing operational description of demographic transition developed on the concept of demographic transition as well as on the analysis of recent demographic history. The description is a complex of simplified analogues of stable population which are called "regimes of demographic development". For the projection of the regimes a diagnostical table is worked out, its inputs being socio-economic variables projected with the help of econometric model and the outputs being the regimes of demographic development. Experimental computation was performed.

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
Часть 1. Источники информации о демографических процессах	6
Р. М. Дмитриева, Е. М. Андреев. Статистическое наблюдение в демографии: этапы развития и перспективы	—
О. М. Маслова. Применение метода опроса в изучении демографических процессов	22
Х. Э. Палли. Демографические процессы в прошлом: методы получения и обработки информации	34
Часть 2. Методы демографического анализа и прогноза	45
А. Г. Вишнеvский. Методы количественного анализа рождаемости	—
М. С. Тольц. Демографический анализ брачности: проблемы, методы, интерпретация результатов	79
Л. А. Гаврилов, В. Г. Семенова, Н. С. Гаврилова. Методы анализа таблиц смертности	96
С. И. Пирожков. Демографическая оценка трудового потенциала населения	111
Часть 3. Демографические модели	119
Е. Л. Сороко. О математическом моделировании в демографии	—
С. П. Ермаков. Демографические модели процессов воспроизводства здоровья населения	133
А. В. Акимов. Экономико-демографическая модель для глобального демографического прогнозирования	151
Библиография	170

CONTENTS

Foreword	3
Part 1. Sources of information about demographic processes	6
R. M. Dmitrieva, E. M. Andreev. Statistical observation in demography: stages of development and prospects	—
O. M. Maslova. The use of the method of inquiries in the study of demographic processes	22
H. E. Palli. Demographic processes in the past: methods for the obtaining and processing of information	34
Part 2. Methods of demographic analysis and projection	45

A. G. Vishnevsky. Methods of the quantitative analysis of fertility	—
M. S. Tots. Demographic analysis of nuptiality: problems methods, interpretation of results	79
L. A. Gavrilov, V. G. Semenova, N. S. Gavrilova. Methods for life tables analysis	96
S. I. Pirozhkov. Demographic estimate of the labour force potential of population	111
Part 3. Demographic models	119
E. L. Soroko. On mathematical models in demography	—
S. P. Ermakov. Demographic models of the reproduction of population's health	133
A. V. Akimov. Demoeconomic model for the global demographic projection	151
Bibliography	170

МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

**Демография:
проблемы и перспективы**

Заведующий редакцией
В. П. Томин
 Редактор
А. В. Короткова
 Младший редактор
Е. М. Рудый
 Оформление художника
Е. К. Самойлова
 Художественный редактор
А. В. Кузнецов
 Технический редактор
Н. Ф. Федорова
 Корректор
И. В. Шаховцева

ИБ № 3091

Сдано в набор 04.10.85. Подписано в печать 29.08.86. А 08943. Формат 84 × 108^{1/32}. Бумага офсетная № 1. Гарнитура таймс. офс. печать. Усл.-печ. л. 9,66. Усл. кр.-отт. 9,99. Уч.-изд. л. 11,36. Тираж 3500 экз. Заказ № 672. Цена 1 р. 40 к.

Издательство «Мысль». 117071, Москва, Ленинский пр., 15.

Набрано в ордена Октябрьской Революции, ордена Трудового Красного Знамени Ленинградском производственно-техническом объединении «Печатный Двор» имени А. М. Горького Союзполиграфпрома при Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. 197136, Ленинград, П-136, Чкаловский пр., 15.

Отпечатано в Тульской типографии Союзполиграфпрома при Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. Тула, проспект им. В. И. Ленина, 109. Заказ №