

Демографические процессы и их закономерности



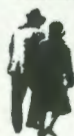
1
Демо-
экономичес-
кие связи



5
Воспроиз-
водство
населения
и миграция



3
Законо-
мерности
рождаемости



4
Продолжи-
тельность
жизни



2
Воспроиз-
водство
и структуры
населения

Демографические процессы и их закономерности

Под редакцией А. Г. Волкова



Москва «Мысль» 1986

Редакция литературы
по демографии и социальным проблемам
населения

Авторы книги: А. Г. Волков — Введение; В. К. Горбунов — параграф 1.1; Е. М. Андреев, Л. Е. Дарский — 1.2; В. М. Алферов, Ф. М. Бородкин, Л. Х. Поляк, Л. С. Трус — 1.3; В. Ф. Шукайло — 2.1; А. М. Рубинов, Н. Е. Чистякова — 2.2; Г. Л. Сафарова — 2.3; Н. Б. Баркалов — 3.1; А. Г. Волков, Е. Л. Сороко — 3.2; Л. А. Гаврилов, Н. С. Гаврилова, В. Г. Семенова — 4.1; Е. М. Андреев, А. Г. Вишневский, К. Ю. Шабуров — 4.2; Е. Д. Дмитриева — 4.3; Г. М. Зуев, Е. Л. Сороко — 5.1; Ю. Т. Краснощек — 5.2; С. В. Соболева — параграф 5.3.

Рецензент — С. И. Пирожков

В течение последних двух десятилетий советская демографическая наука вышла на передний край социально-экономических исследований. Проблемы, связанные с перспективами роста населения, в последние годы стали особенно актуальными. XXVI съезд КПСС, июньский (1983 г.), мартовский (1985 г.) Пленумы ЦК КПСС указали на необходимость более тщательно учитывать социальные, национальные и демографические факторы при разработке хозяйственных планов и в управлении общественным развитием [1, 2, 3].

В этих условиях существенно возросло значение демографических знаний, в частности знания общих закономерностей демографических процессов — рождаемости, смертности, развития семьи, — их особенностей в различных социально-экономических условиях, характера социальной детерминации этих процессов.

Демографические процессы — сложное социальное явление. В них переплетается влияние общих тенденций демографического развития и частных особенностей тех или иных его этапов. Они протекают в рамках, определенных природой, и управляются социальными законами, испытывая сложное, а подчас и противоречивое влияние других сфер жизнедеятельности людей, в первую очередь экономического развития. На вековую тенденцию длительной их эволюции накладываются сдвиги в структурах и интенсивности, проявляющиеся на исторически коротких отрезках времени. В пределах страны течение демографических процессов существенно зависит от особенностей расселения и миграции, а также от тенденций их изменения. Весьма важным объектом изучения на современном этапе становится проблема завершения демографического перехода в нашей стране и перспективы роста населения в последующий период.

Все эти особенности демографических тенденций требуют приемов исследования, адекватных сложности изучаемого объекта. В современной демографии таким

методом становится моделирование либо самих демографических процессов, либо их взаимосвязей с другими социальными явлениями. Модели позволяют представить данный процесс или взаимосвязь в «чистом» виде, безотносительно к преходящим особенностям и случайным воздействиям, исключив влияние привходящих обстоятельств. Демографические модели, если, конечно, они адекватно отражают действительные соотношения, представляют собой поэтому полезное средство изучения факторов демографических процессов, надежный и точный инструмент анализа тенденций роста населения и его компонентов.

Предлагаемая вниманию читателя книга посвящена исследованию закономерностей демографических процессов с помощью современных средств анализа и моделирования. В ней рассматриваются как тенденции и модели собственно демографических процессов — рождаемости, смертности и воспроизводства населения в целом, так и влияние на воспроизводство населения миграции, а также некоторые проблемы экономико-демографических связей. Большинство тем, затрагиваемых в книге, рассматривается в аспекте демографического перехода в различных условиях и с учетом различных факторов. Такой подход отвечает современным особенностям демографической ситуации в нашей стране.

Методологический аппарат исследования опирается в большинстве случаев на теорию стабильного населения, аналитические возможности которой, как показывают приведенные в книге материалы, еще далеко не исчерпаны. Вместе с тем в книге нашли отражение и другие аспекты моделирования демографических процессов, в частности матричные и имитационные модели.

Описанные в книге модели представляют разные стороны процесса воспроизводства населения и разные аспекты взаимовлияния демографических процессов и структур, демографических и социальных явлений. Авторы не преследовали цель дать общую модель воспроизводства населения, охватывающую все его составляющие и факторы. Этот процесс ввиду его сложности и многогранности может быть представлен, по-видимому, лишь системой взаимосвязанных моделей. Основная задача книги в ином — показать на различных примерах значение моделирования как средства анализа, необходимого в условиях, когда усложнились сами демографические процессы, а знания их основных закономерностей стали более глубокими.

1.1. Демографический переход в условиях индустриализации

1.1.1. Типы демографического перехода

На протяжении последних 50 лет демографические процессы во многих странах и регионах мира характеризуются значительным и относительно быстрым изменением основных характеристик воспроизводства населения — уровней смертности и рождаемости, а также большими миграционными потоками. Эти изменения являются откликом на глубокие социально-экономические перемены и, следовательно, представляют собой закономерное, объективно обусловленное явление. Его принято называть демографическим переходом или демографической революцией [8, 11].

Рассмотрение основных показателей воспроизводства населения у различных народов в исторической ретроспективе дает возможность выделить в соответствии с их историей и современным состоянием социально-экономических условий три основных типа демографического перехода. Первый тип, который можно назвать классическим, — это процесс перехода населения от репродуктивного режима с высокими показателями рождаемости и смертности к режиму с низкими показателями. При этом четко выделяются две фазы. В первой фазе, соответствующей начальному периоду ускоренного экономического развития, снижается смертность, а темпы роста населения резко возрастают. Дальнейшее социально-экономическое развитие приводит к падению уровня рождаемости, а темпы роста населения постепенно снижаются до незначительной величины.

Демографический переход классического типа совершили экономически развитые народы Европы, Северной Америки, Японии. Социальные механизмы изменения демографической динамики (улучшение условий жизни, разрушение традиционной морали) были здесь, как правило, эндогенными.

Ко второму типу перехода можно отнести современные процессы воспроизводства населения большинства развивающихся стран. Здесь резкое снижение смертности

произошло не на основе собственного развития, а на основе достижений медицины, ликвидации эпидемий. Социальные механизмы снижения рождаемости в этих странах формируются очень медленно. Высокий уровень рождаемости требует больших «демографических инвестиций» и затрудняет возможности полноценного экономического развития. Если страна бедна ресурсами, то рост населения в условиях экономической отсталости может привести к замедлению снижения и даже к возрастанию смертности. Очевидность и острота этих проблем привела уже в 60-х годах правительства многих развивающихся стран к стремлению проводить активную демографическую политику, направленную на снижение уровня рождаемости [11].

Третий тип демографического перехода наблюдается среди коренного населения среднеазиатского и некоторых других регионов СССР. Здесь, как и при втором типе перехода, снижение смертности явилось на первой фазе экзогенным фактором. Улучшение медицинского обслуживания, рост сельскохозяйственного производства на основе механизации, ирригации и освоения новых земель, создание и развитие промышленности ускоренными темпами были следствием перераспределения национального дохода СССР в пользу отсталых окраин. Это привело к резкому снижению уровня смертности. В то же время процесс вовлечения коренного населения, в особенности женщин, в промышленное производство отстает от темпов индустриализации и показатели рождаемости остаются высокими [17]. Процессы индустриализации и урбанизации, происходящие здесь ускоренными темпами, создают предпосылки для наступления второй фазы перехода, соответствующей снижению рождаемости.

Предлагаемое выделение типов демографического перехода основывается не только на признании социально-экономической обусловленности демографических процессов, но и на признании особой роли общественной системы, в условиях которой совершается демографический переход. Именно учет и глубокое исследование влияния экономических, правовых и других социальных факторов на демографические процессы с учетом особенностей социального строя необходимы для определения особенностей перехода, его скорости и для выработки на основе изучения этих закономерностей эффективной демографической политики.

При исследовании демографических процессов в СССР следует учитывать, что его население с точки зрения

степени завершенности демографического перехода состоит из трех групп народов. К первой группе относятся народы, завершившие переход первого, классического типа (русские, украинцы, эстонцы и др.). Вторую группу составляют в основном тюркские народы и таджики, находящиеся в начале второй фазы перехода, и в третью группу можно выделить молдаван, грузин и армян, близких к завершению второй фазы перехода. Игнорирование этого разнообразия и оперирование суммарными, усредненными показателями исказили бы существующую реальность и могли бы привести к неадекватным выводам относительно перспектив изменения демографической ситуации по регионам страны.

1.1.2. Моделирование демографического перехода

Важнейшей целью исследования демографических процессов является их прогнозирование. Основная проблема, которая препятствует построению надежных прогнозов, — это потребность в определении будущих характеристик репродуктивного и миграционного поведения населения. Она должна решаться путем выявления причин, действующих на соответствующие процессы, выбора надлежащих показателей и отыскания взаимосвязей между ними и демографическими показателями.

Разработка демографических моделей и их развитие должны происходить на основе все более полного отражения социально-экономических преобразований в исследуемом обществе. Отметим, что усложнение моделей порождает дополнительные требования к статистической информации, описывающей объект моделирования в прошлом. Такая информация используется при идентификации модели, и ее характер накладывает ограничения на сложность моделей, имеющих практическое значение.

К настоящему времени уже накоплен некоторый опыт моделирования демографических процессов с учетом их зависимости от экономики и экологических процессов. В качестве примера можно указать на известные работы Дж. Форрестера и его последователей [19, 21]. В книге [6] предложена модель миграции населения с учетом капитальных вложений. В нашей работе [9] построена модель экономико-демографического роста, в которой показатели рождаемости, смертности и занятости являются функциями экономических показателей: национального дохода, фондовооруженности населения, уровня потребления. Такие функции могут строиться на основе соответ-

ствующей статистики экономически развитых стран и использоваться затем, разумеется, с соответствующими коррективами для прогнозирования развития других стран.

Рассмотрим проблему моделирования демографического перехода, соответствующего ускоренному экономическому развитию — процессу индустриализации.

Индустриализация начинается с роста промышленности и городов, а затем охватывает сельское хозяйство. При этом рост промышленного производства сопровождается созданием большого количества рабочих мест в городах, а индустриализация сельскохозяйственного производства имеет обратный эффект — потребность в сельскохозяйственных рабочих сокращается. Следовательно, важнейшим показателем демографического перехода является миграция — переход сельскохозяйственного населения в города и промышленные центры. Таким образом, миграция населения должна быть важным элементом развитых математических моделей демографического перехода.

Возможности «города» принимать рабочую силу, а «села» — отдавать ее определяются производственными фондами в промышленном и сельскохозяйственном секторах. Таким образом, модели демографического перехода должны отражать более или менее детально и экономическую динамику. На первых этапах детального исследования сложных процессов миграции и изменения показателей воспроизводства населения экономические показатели целесообразно определить как экзогенные.

Новое репродуктивное поведение, предопределяющее более низкий уровень рождаемости, обычно формируется у городского (и промышленного) населения и постепенно распространяется на сельское. Для исследования разобьем население на две группы: сельское и городское (включая все промышленное). Численности групп обозначим через P_c, P_l , соответственно и показатели рождаемости и смертности — через f_c, m_c, f_l, m_l . Если $M(t)$ — поток перехода населения из первой группы во вторую, то динамика численностей описывается системой уравнений

$$\left. \begin{aligned} P_c &= (f_c - m_c)P_c - M(t); \\ P_l &= (f_l - m_l)P_l + M(t). \end{aligned} \right\} \quad (1.1)$$

Двухгрупповая модель перехода рассматривалась в работе [5], где поток перехода $M(t)$ считался линейной функцией от величины $x = P_c / (P_c + P_l)$ — доли сельского населения (гравитационная гипотеза). Такой подход игно-

рирует социально-экономическую обусловленность рассматриваемых процессов. «Гравитационный» эффект распространения нового типа репродуктивного поведения можно учесть, например, зависимостью

$$f_c(x) = f_l + \lambda(x)(f_c^0 - f_l), \quad (1.2)$$

где f_c^0 — старый (высокий) уровень рождаемости; f_l — новый (низкий) уровень; $\lambda(x)$ — монотонно возрастающая функция, такая, что $\lambda(0) \geq 0$, $\lambda(1) = 1$ (см. также параграф 3.1).

Экономическое развитие в соответствии с описанной выше схемой индустриализации влияет на динамику населения через процесс миграции. Это влияние можно выразить следующим образом.

Требуемые количества трудовых затрат в сельскохозяйственном и промышленном секторах в основном определяются соответствующими количествами основных фондов. Эти зависимости, меняющиеся с течением времени, обозначим через $L_c(k_c, t)$, $L_l(k_l, t)$. Пусть $W_c(t)$, $W_l(t)$ — количества трудоспособных в населении «села» и «города». Тогда миграционный поток из «села» в «город» $M(t)$ можно считать зависящим от этих величин следующим образом:

$$M(t) = \min[a[W_c(t) - L_c(k_c(t), t)], d[L_l(k_l(t), t) - W_l(t)]] \quad (1.3)$$

Здесь коэффициенты a, d отражают нагрузку экономически активных мигрантов иждивенцами и миграционные возможности населения.

Количества трудоспособных W_c, W_l определяются возрастными структурами населения и могут в первом приближении считаться постоянными долями общих численностей населения P_c, P_l . Основными проблемами, связанными с предлагаемой моделью, являются проблемы определения зависимостей $\lambda(x)$ в (1.2) и $L_c(k_c, t), L_l(k_l, t)$ в (1.3).

Зависимость $\lambda(x)$ может быть восстановлена для прошлого по данным о численностях групп P_c, P_l и их показателях рождаемости. Для перспективных расчетов эта функция должна определяться на основе данных о группах населения, прошедших вторую фазу перехода.

Определение функций $L_c(k_c, t), L_l(k_l, t)$ естественно связать с проблемой макроэкономического прогнозирования, основанного на понятии производственных функций

[12]. Пусть $G_i(k_i, L_i, t)$ — производственные функции для сельскохозяйственного ($i = C$) и промышленного ($i = I$) секторов экономики, т. е. зависимости валовых выпусков

$$Y_i = G_i(k_i, L_i, t) \quad (1.4)$$

от капитальных и трудовых затрат. Аргумент времени t отражает влияние научно-технического прогресса. Если $Y_i(t)$ — планируемые или прогнозируемые значения валовых выпусков по секторам экономики, то требуемые трудовые затраты однозначно определяются из (1.4) как функции фондов и времени $L_i(k_i, t)$.

Таким образом, модель демографического перехода (1.1) — (1.3) отражает влияние экономики на динамику населения явным образом. В целях прогнозирования она должна использоваться одновременно с экономическими моделями (1.4).

Динамика населения определяется помимо экономических многими другими факторами (религией, правом и т. п.), но такие факторы не имеют количественных характеристик, что затрудняет их формализацию. Они должны проявляться в количественных реализациях параметров и функциональных зависимостей, используемых в соотношениях (1.1) — (1.4). Непосредственный учет плохо формализуемых факторов может быть проведен на структурном уровне использованных моделей. Так, в работе [4] проводится исследование влияния права на демографические показатели методами математической статистики.

Предложенная модель допускает естественное развитие в следующих направлениях: учет возрастно-половой структуры населения, выделение промежуточной группы «мигрантов», т. е. людей, родившихся в селе, но живущих в городе. Она может оказаться эффективной при исследовании и прогнозировании динамики народов СССР, находящихся в начале второй фазы демографического перехода. Некоторые результаты условных расчетов по модели, близкой к описанной, приведены в работе [10].

1.2. Экономико-демографические процессы в реальных поколениях

Понятие «реальное поколение», занимающее центральное место в демографическом анализе, все шире проникает в экономико-демографические модели.

Описание экономической биографии поколения имеет не меньшее научное значение, чем его демографическая история, а анализ соотношения объемов производства и потребления в поколении становится одной из главных задач экономической демографии.

В экономико-демографических моделях можно рассматривать или только материальное производство и потребление материальных благ, или более широкое понятие производства, включая все произведенные трудом людей блага и услуги. Широкий подход позволяет полнее учесть возрастные особенности производства и потребления. Например, соотношение потребления взрослого и ребенка зависит от того, учтено ли потребление услуг системы здравоохранения, образования и т. п. В то же время общие математические зависимости мало зависят от конкретного содержания, вкладываемого в понятия «производство» и «потребление». В силу этого в экономико-демографических работах обычно [7, 15, 18] применяются не строгие термины политической экономики и экономической статистики, а несколько отвлеченные термины «производство», «потребление», «производительность» и т. п.

Рассмотрение реального содержания категорий производства и потребления вывело бы нас далеко за рамки данной работы. Для нашей цели достаточно предположить, что существует возможность измерить совокупный объем всех благ и услуг, произведенных и потребленных лицами данного возраста, причем содержание категорий «производство» и «потребление» должно соответствовать одно другому. При конкретных расчетах по предложенным моделям необходима содержательная трактовка этих понятий для правильного измерения объемов производства и потребления.

В дальнейшем, чтобы избежать отождествления с терминами, принятыми в экономической статистике для других целей, мы будем называть объем производства в указанном смысле *произведенным*, а объем потребления — *потребленным*.

Производительность труда (выработка на одного работника) в статистике измеряется отношением количества произведенной продукции к средней за период численности работников. Поскольку в нашу задачу входит анализ производства применительно к поколению в целом, то в данной работе под производительностью данного возраста понимается частное от деления произведенного людьми данного возраста на общую численность населения данного возраста без учета занятости. Различие

между этими двумя способами расчета целесообразно отразить в терминологии. Поэтому объем произведенного в расчете на одного человека данного возраста мы будем называть *производительностью*.

Современные представления о существующих экономико-демографических закономерностях изложены Б. Ц. Урланисом в 1971 г. [18]. Обычно рассуждения ведутся применительно к среднему человеку в том смысле, какой этому понятию придавал М. В. Птуха [13, с. 66—76]. На основе данных за некоторый календарный период рассчитываются средние возрастные характеристики экономико-демографических процессов. Полученный возрастной ряд в дальнейшем трактуется как изменение экономико-демографических характеристик в гипотетическом поколении. В таком рассуждении не принимаются во внимание различия в исходной численности поколения и их уменьшение с возрастом, динамика производительности во времени и т. д.

Для каждой возрастной группы рассчитывается разность произведенного и потребленного средним человеком. В младших возрастах, пока человек ничего не производит, эта разность отрицательна, затем с началом производительного труда отрицательное значение разности уменьшается, пока не устанавливается равновесие, т. е. пока человек (средний) не достигает возраста, в котором он производит столько же, сколько потребляет, после чего наступает период активной производительной деятельности и разность произведенного и потребленного становится положительной — человек производит больше, чем потребляет. Этот период длится до начала спада трудовой активности, когда положительное значение разности уменьшается и сменяется отрицательным, сохраняющимся до конца жизни. Можно рассчитать кумулятивную, т. е. накопленную к данному возрасту, разность произведенного и потребленного. Предполагается как тривиальный факт, что общий накопленный итог экономической жизни среднего человека положителен.

Э. Валкович [7] количественно проанализировал описанные соотношения. Он пошел несколько дальше простой схемы для среднего человека и ввел влияние смертности, т. е. соотношения возрастных групп в поколении. Таким образом, приводимые им показатели можно трактовать как характеристики гипотетического поколения определенного момента и изобразить их в виде возрастнополовых пирамид, отражающих экономические соотношения.

Важность влияния смертности на экономико-демографические соотношения в реальной действительности бесспорна, и ее учет необходим, однако смертность не единственный фактор такого рода соотношений. Сумма произведенного в данный момент зависит от сложившейся возрастной структуры населения, которая формируется под влиянием истории как смертности, так и рождаемости.

Экономико-демографические соотношения для реальных поколений должны учитывать не только влияние смертности, но и влияние темпов роста экономических параметров во времени, а при сопоставлении разных поколений также соотношения их численностей, т. е. темпов роста населения. О необходимости учета этих факторов говорит А. Сови в 25-й главе I тома своей «Общей теории населения» [15]. Однако он, как и другие исследователи, ориентируется на функции возрастного баланса производства и потребления, хотя они зависят от разных факторов.

Целесообразно учитывать в анализе две независимые функции производства и потребления, как это делает Э. Валкович; в этом случае необходимо отдельно учитывать темп роста населения и темп роста производительности. Естественно, что составление и анализ таких моделей намного сложнее, зато они позволяют глубже проникнуть в механизм экономико-демографических связей. Поэтому в первом приближении анализ целесообразно провести не на реальных данных, а на основе модели стабильного населения, в которой возрастнополовая структура данного момента зависит от уровня смертности и темпов прироста населения.

Рассмотрим соотношения производства в реальном поколении. Обычно предполагается, что средняя производительность определенным образом зависит от возраста. Состав произведенного (т. е. включены ли в него лишь материальные блага или учтены и услуги) при расчете этой функции не имеет значения. Важно лишь, чтобы функция производства была строго сопоставима с функцией потребления. С этой точки зрения все приводимые для иллюстрации расчеты носят условный характер¹.

Если обозначить производительность в возрасте x через a_x , то кривая a_x будет иметь следующую форму

¹ Для иллюстрации здесь и далее в графиках и расчетах взяты соотношения повозрастных душевых объемов производства и потребления из работы [7].

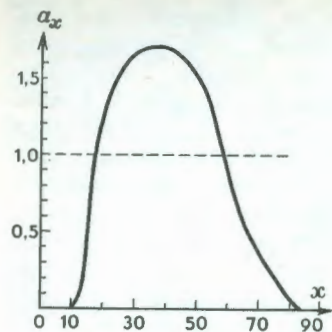


Рис. 1.1. Соотношение производительности по возрасту в гипотетическом поколении:
 $a_{15-19} = 1,0$; a_x — относительная производительность; x — возраст

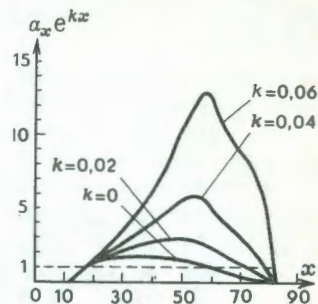


Рис. 1.2. Соотношение производительности по возрасту в реальном поколении:
 $a_{15-19} = 1,0$; x — возраст; $a_x e^{kx}$ — относительная производительность

(рис. 1.1). Такая форма кривой предполагается практически во всех экономико-демографических исследованиях, хотя они основываются на разных материалах — возрастных распределениях заработной платы, возрастном распределении производительности труда и т. п. По-видимому, форма кривой зависит прежде всего от формы кривой занятости и от установленных границ трудоспособного возраста.

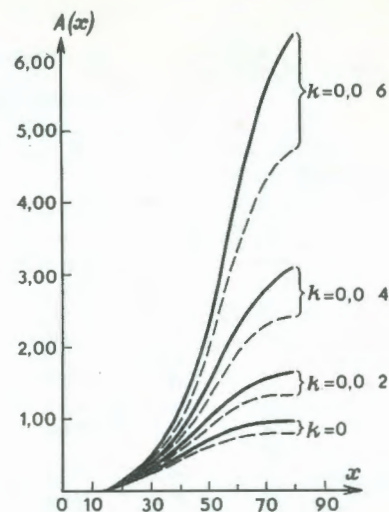
Эта кривая отражает возрастные соотношения производительности в определенный момент. Предполагается, что они неизменны во времени. Но сама производительность растет во времени. Поэтому, если для гипотетического поколения соотношение производительности возрастов x и $x+t$ равно $\frac{a_{x+t}}{a_x}$, то для реального поколения это соотношение будет равно

$$\frac{a_{x+t} e^{kt}}{a_x},$$

где k — темп прироста производительности. Отсюда ясно, что кривая производительности для реального поколения зависит от k , она имеет следующий вид (рис. 1.2).

В гипотетическом поколении общая сумма произведенного поколением x к возрасту x в расчете на одного родившегося равна $\int_0^x a_x l_x dx$, где l_x — функция дожития из соответствующей таблицы смертности, а в реальном

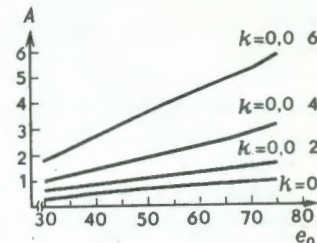
Рис. 1.3. Кумулятивная функция производства поколения по возрасту $A(x)$ с учетом и без учета смертности:
 $\Sigma a_x = 1$; x — возраст



поколении эта величина будет равна $A(x) = \int_0^x a_x l_x e^{kx} dx$. Эта величина зависит от смертности, l_x и от темпа роста производительности, k . Если в качестве примера смертности взять 20-й уровень из моделей «Запад» Коула и Демени ($e_0^{муж} = 63,6$; $e_0^{жен} = 67,5$ [20]), то кумулятивные кривые производства будут выглядеть следующим образом (рис. 1.3).

На рисунке каждая кривая дана в двух вариантах: с учетом смертности (пунктир) и без учета смертности (сплошная линия). В табл. 1.1 приведены относительные

Рис. 1.4. Относительный суммарный объем произведенного реальным поколением в зависимости от уровня смертности при разных темпах роста производительности:
 $\Sigma a_x = 1$; e_0 — средняя продолжительность жизни; A — суммарный объем произведенного



суммарные объемы произведенного за всю жизнь в реальном поколении в зависимости от уровня смертности и темпа прироста производительности. За единицу принят объем произведенного поколением при отсутствии смертности до 80 лет и при нулевом темпе прироста производительности.

Таблица 1.1.

Относительные суммарные объемы произведенного реальными поколениями в зависимости от уровня смертности и темпа прироста производительности

Смертность		Темп прироста производительности			
уровень по модели Коула и Демени	средняя продолжительность жизни (в годах)	0,00	0,02	0,04	0,06
6	31,2	0,39	0,61	1,02	1,84
8	36,2	0,45	0,72	1,22	2,24
10	41,1	0,53	0,84	1,43	2,66
12	46,0	0,59	0,95	1,65	3,09
14	51,0	0,66	1,06	1,86	3,53
16	55,7	0,72	1,18	2,10	4,04
18	60,6	0,82	1,28	2,29	4,41
20	65,5	0,84	1,39	2,50	4,86
22	70,5	0,90	1,50	2,75	5,26
24	75,7	0,95	1,59	3,01	5,77
Без учета смертности до 80 лет					
86,5	1,00	1,71	3,21	6,56	

На рис. 1.4 показано, что суммарный объем произведенного поколением зависит от средней продолжительности жизни приблизительно линейно. Эта зависимость связана с темпом прироста производительности: чем выше производительность, тем быстрее растет суммарный объем производства с ростом средней продолжительности жизни.

Для сравнения суммарных объемов производства разных поколений надо учесть рост численности населения. Если население растет с темпом r , то число родившихся в момент t будет Ne^{rt} , а численность этого поколения в возрасте x будет $Ne^{rt}l_x$. Производительность в этом возрасте будет $a_x e^{k(t+x)}$, и произведут люди этого возраста $Ne^{rt}l_x a_x e^{k(t+x)} = Ne^{t(r+k)} a_x l_x e^{kx}$. За всю жизнь поколение родившихся в момент t произведет

$$A = Ne^{t(r+k)} \int_0^{\infty} a_x l_x e^{kx} dx.$$

Таким образом, суммарный объем производства растет поколения к поколению с темпом прироста, равным

сумме темпа прироста численности населения и темпа прироста производительности.

Рост этого показателя во времени от года к году, а не от поколения к поколению происходит с тем же темпом, но математически общий объем произведенного выражается в этом случае иначе. В момент t численность населения возраста x равна $Ne^{r(t-x)} l_x$, его производительность — $a_x e^{kt}$, а общий объем произведенного в момент t

$$A_t = Ne^{(r+k)t} \int_0^{\infty} l_x a_x e^{-rx} dx.$$

Если предположить, что из всего произведенного в момент t некоторая доля (Q) будет потреблена, то общий объем потребленного в момент t равен

$$B_t = QNe^{(r+k)t} \int_0^{\infty} l_x a_x e^{-rx} dx.$$

Допустим, что соотношения потребления по возрасту не меняются во времени, т. е. в каждый момент относительная величина потребления человека в возрасте x равна b_x ; тогда общее относительное потребление лиц возраста x в стабильном населении составит

$$\beta(x) = \frac{b_x N l_x e^{r(t-x)}}{Ne^{rt} \int_0^{\infty} l_x b_x e^{-rx} dx} = \frac{b_x l_x e^{-rx}}{\int_0^{\infty} l_x b_x e^{-rx} dx}.$$

Доля потребления, приходящаяся на лиц возраста x , в каждый данный момент зависит от возрастной структуры населения и от функции b_x . Обычно предполагается, что функция b_x унимодальна и, плавно поднимаясь с детских возрастов, достигает максимума в зрелости, а затем несколько снижается в старческих возрастах. В тех же расчетах Э. Валковича функция b_x имеет следующий вид (рис. 1.5).

Поколение, родившееся в момент t , проходя через возраст x , будет потреблять долю $\beta(x)$ от потребленного в момент $t+x$, т. е.

$$\begin{aligned} \beta(x) B_{t+x} &= QNe^{(r+k)(t+x)} \int_0^{\infty} l_x a_x e^{-rx} dx \frac{b_x l_x e^{-rx}}{\int_0^{\infty} l_x a_x e^{-rx} dx} = \\ &= NQe^{(r+k)t} b_x l_x e^{kx} \frac{\int_0^{\infty} l_x a_x e^{-rx} dx}{\int_0^{\infty} l_x b_x e^{-rx} dx}. \end{aligned}$$

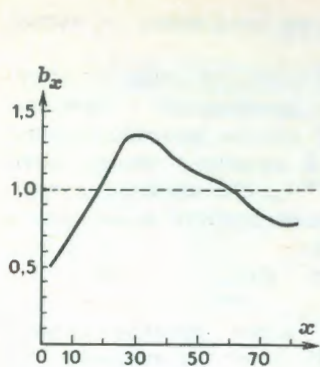


Рис. 1.5. Относительное потребление по возрасту в гипотетическом поколении: $b_{15-19} = 1,0$; x — возраст; b_x — относительное потребление

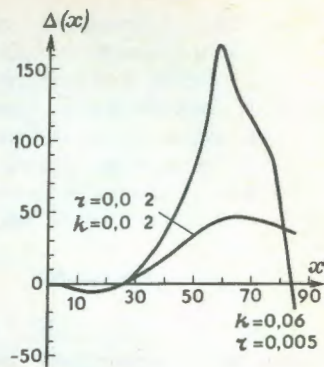


Рис. 1.6. Кумулятивный баланс производства и потребления ($\Delta(x)$) реальных поколений при разных темпах прироста производительности (k) и населения (r): $a_{15-19} = 1$; x — возраст

К возрасту x это поколение потратит

$$B(x, t) = NQe^{(r+k)t} \frac{\int_0^x a_x l_x e^{-rx} dx}{\int_0^\infty b_x l_x e^{-rx} dx}.$$

Сравнить потребленное и произведенное к определенному возрасту можно, получив разность этих величин:

$$\Delta(x) = A(x, t) - B(x, t),$$

где

$$A(x, t) = Ne^{(k+r)t} \int_0^x a_x l_x e^{kx} dx.$$

Упростить выражение можно, приравняв число рождений в момент 0 к единице, т. е. $N = 1$ при $t = 0$.

Разность произведенного и потребленного к данному возрасту применительно к примеру показана на рис. 1.6. Здесь приведены эти разности для двух поколений с одинаковой смертностью ($e_0 = 65,5$) при постоянной доле потребления $Q = 0,8$: одно поколение принадлежало к молодому, быстрорастущему населению с коэффициентом естественного прироста $r = 2\%$ и при медленном росте производительности ($k = 2\%$). Это поколение закончило свою жизнь с прибылью. Другое поколение при

тех же функциях a_x и b_x принадлежало к старому, медленно растущему населению с коэффициентом естественного прироста $r = 0,5\%$, но при быстром росте производительности ($k = 6\%$) оно окончило жизнь с отрицательным балансом.

Возможность отрицательного баланса предусматривал Б. Ц. Урланис [16, с. 252—253], но он это связывал только с низкой занятостью. На нашем примере видно, что такой результат возможен и независимо от уровня занятости, при определенных сочетаниях смертности, темпов роста населения и темпов роста производительности.

Для выявления, в каких случаях возможны отрицательные балансы, с помощью нашей модели целесообразно анализировать не разность, а отношение. Это отношение потребленного к произведенному данным поколением выглядит следующим образом:

$$\eta = Q \frac{\int_0^\infty b_x l_x e^{kx} dx \int_0^\infty a_x l_x e^{-rx} dx}{\int_0^\infty a_x l_x e^{kx} dx \int_0^\infty b_x l_x e^{-rx} dx}.$$

Оно зависит от уровня смертности (l_x), от возрастных функций производства и потребления (a_x и b_x), от доли произведенного, идущей на потребление (Q), от темпа прироста производительности (k) и от темпа прироста населения (r).

В качестве первого шага в анализе полученного соотношения можно предположить, что функция потребления — константа, т. е. что уровень потребления не зависит от возраста. Такое предположение, конечно, искусственно, но, по-видимому, не сильно исказит результат анализа на качественном уровне. При этом можно предполагать, что производство константно в рамках трудоспособного возраста и равно нулю вне этих рамок. При этих условиях

$$\frac{\int_{x_1}^{x_2} a_x l_x e^{-rx} dx}{\int_0^\infty b_x e^{-rx} l_x dx} = \frac{\int_{x_1}^{x_2} l_x e^{-rx} dx}{\int_0^\infty l_x e^{-rx} dx},$$

где x_1 и x_2 — границы трудоспособного возраста. Это соотношение равно доле лиц трудоспособного возраста в экспоненциальном населении со смертностью l_x и темпом

прироста r . Другая часть нашей формулы, преобразованная аналогично, будет иметь вид:

$$\frac{\int_0^{\infty} l_x e^{kx} dx}{\int_{x_1}^{x_2} l_x e^{kx} dx},$$

г. е. будет равна величине, обратной доле населения трудоспособных возрастов в экспоненциальном населении, уменьшающемся с темпом $-k$.

Приняв это упрощение, можно посмотреть, какой предельно большой может быть доля, идущая на потребление ($Q^{\max}$), чтобы потребленное реальным поколением не превысило произведенного им. Расчеты этой величины для 20-го уровня смертности из той же модели показывают следующее (табл. 1.2).

Таблица 1.2

Предельно допустимая доля (в %) произведенного $Q^{\max}$, идущая на потребление при данном уровне смертности ($e_0 = 65,5$), в зависимости от темпа прироста населения (r) и темпа прироста производительности (k) (при $b_x = 1$; $a_x = 1$; для $15 \leq x \leq 59$ и $a_x = 0$ для $x < 15$ и $x \geq 60$)

r	$k = 0,000$	$k = 0,020$	$k = 0,040$	$k = 0,060$	$k = 0,080$
-0,010	101,7	94,9	77,6	57,3	39,6
-0,005	100,3	93,6	76,6	56,5	39,0
0,000	100,0	93,3	76,3	56,3	38,9
0,005	100,5	93,8	71,7	56,6	39,1
0,010	101,7	94,9	77,6	57,3	39,6
0,015	103,8	96,9	79,2	58,5	40,4
0,020	106,6	99,5	81,4	60,0	41,5

Примечание. $Q^{\max} > 100$ означает, что потребление поколения меньше производства при любых значениях Q .

Как и следовало ожидать, в стационарном населении в условиях нерастущей производительности, для того чтобы реальное поколение завершило жизненный цикл с нулевым балансом, надо ежегодно потреблять 100% произведенного. Если эта величина меньше (что всегда бывает), то каждое поколение произведет больше, чем потребит.

Практически то же соотношение получилось для всех вариантов темпа роста населения в условиях нерастущей производительности. В то же время при быстром росте производительности ($k = 8\%$) предельная доля произведенного, идущая на потребление, оказывается ниже 50%

при любых темпах роста населения. Более подробный анализ полученных величин вряд ли полезен, учитывая искусственность предположений относительно функций производства и потребления, но отмеченная закономерность, по-видимому, является фундаментальной.

Близкие результаты дают расчеты предельной величины $Q^{\max}$ с учетом повозрастных функций производства и потребления из возрастных экономических пирамид Э. Валковича. Для того же 20-го уровня смертности получилось (табл. 1.3).

Таблица 1.3

Предельно допустимая доля (в %) произведенного $Q^{\max}$, идущая на потребление при данном уровне смертности ($e_0 = 65,5$), темпе прироста населения (r) и темпе прироста производительности (k) (для a_x и b_x из расчетов Э. Валковича) *

r	$k = 0,000$	$k = 0,025$	$k = 0,050$	$k = 0,075$	$k = 0,10$
-0,010	97,9	99,8	91,8	79,0	65,9
-0,005	98,7	100,6	92,6	79,6	66,5
0,000	100,0	101,9	93,7	80,7	67,3
0,005	101,7	103,6	95,4	82,1	68,5
0,010	103,9	105,9	97,4	83,8	70,0
0,015	106,6	108,6	100,0	86,0	71,8
0,020	109,8	111,9	103,0	88,6	73,9
0,025	113,6	115,7	106,5	91,6	76,4
0,030	117,8	120,0	110,5	95,0	79,3

* См. примечание к табл. 1. 2.

В этом расчете величины получились несколько большими, чем в предыдущем, и предельная величина $Q^{\max}$ нигде не опускается так низко, как в первом приближении. Но основная закономерность та же: чем выше темп роста производительности, тем меньше должна быть доля, идущая на потребление, чтобы общий объем потребленного поколением не превысил объема произведенного им.

Ясно, что баланс зависит от формы функции a и b и прежде всего, по-видимому, от границ трудоспособного возраста. В расчетах Э. Валковича было принято раннее начало трудовой деятельности и позднее ее окончание. Исторически период трудовой деятельности, по-видимому, имеет тенденцию к уменьшению вследствие удлинения периода обучения и развития системы пенсионного обеспечения. Тем самым становится более вероятным появление отрицательного экономического баланса поколений.

При этом надо иметь в виду, что систематический отрицательный баланс поколения не есть что-то негативное.

Это прямое следствие быстрого экономического роста, который сочетается с ростом производительности, общего объема производства, общего объема потребления и душевого потребления. Систематический отрицательный баланс поколений вовсе не обязательно связан с уменьшением национального богатства. Как указывал Б. Ц. Урланис [16, с. 254], «убыток» может покрываться за счет других поколений, т. е. избыточно потребленное покрывается произведенным более молодыми поколениями, имеющими более высокую производительность. При этом баланс гипотетического поколения остается положительным.

Приведенная модель экономико-демографических соотношений может служить основой для более детальных построений. Так, можно построить модель для двух полов с учетом различных функций производства и потребления мужчин и женщин при различных функциях дожития, демографических инвестиций и т. д. При этом можно получить более точные представления об экономическом балансе реальных поколений.

1. 3. Демо-экономические связи региона для прогноза его развития

Описываемая далее демо-экономическая модель региона (ДЭМР) предназначена для решения некоторых типичных задач, возникающих в ходе прогнозирования и предплановых разработок социально-экономического развития региона. Общая последовательность процедур прогнозирования и их обозначения показаны на рис. 1. 7. Под прогнозированием мы понимаем предвидение возможных проблем, с которыми столкнется объект прогнозирования в будущем при попытке достичь определенных, заранее формулированных целей, при заданных средствах, а под проблемой — ситуацию неадекватности целей и средств, предназначенных для достижения указанных целей. В качестве средств могут выступать как материальные, трудовые, финансовые и другие ресурсы, так и различные условия распределения и использования этих ресурсов (см. [1]). Таким образом, собственно модели в прогнозировании отводится хотя и важная, но все же служебная роль средств для организации и анализа имеющейся информации. Отсюда следует, что режим работы модели определяется целями и условиями развития прогнозируемого процесса, т. е. некоторой заранее формулируемой общей концепцией развития (ОКР).

Общая концепция развития в сочетании с исходным

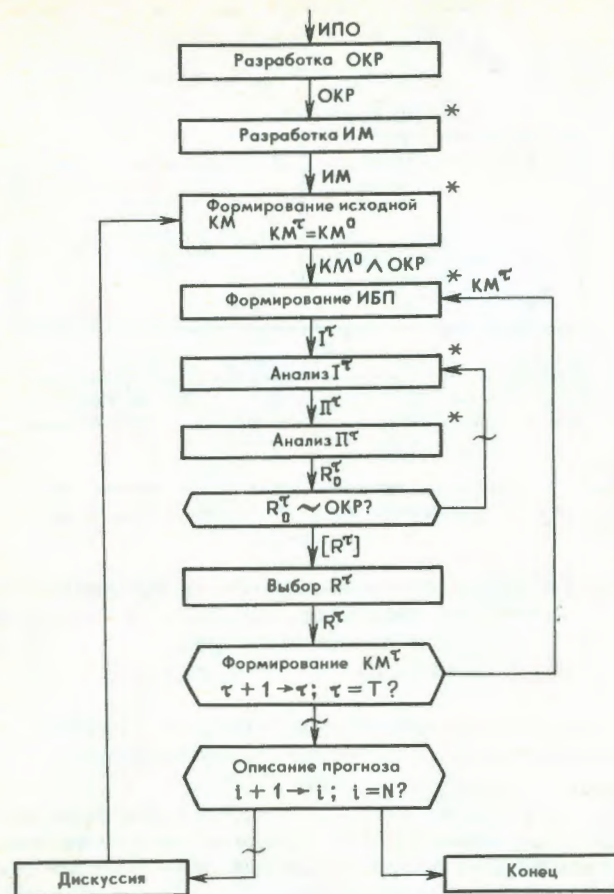


Рис. 1.7. Последовательность процедур социально-экономического прогнозирования

Условные обозначения: ИПО — исходное представление объекта; ОКР — общая концепция развития; ИМ — информационная модель объекта; КМ — концептуальная модель объекта; ИБП — информационная база прогноза; I — информация об объекте; П — совокупность проблем развития; R — программа решения проблем; τ — номер итерации (период); τ = T, T — горизонт прогноза; i — номер итерации (варианта КМ); i = I, N; ~ — знак соответствия; [] — знак допустимости

представлением объекта прогнозирования определяет структуру информационной модели объекта. Последняя представляет собой блок-схему объекта прогнозирования,



Рис. 1.8. Выявление проблем путем сопоставления нормативного и имитационного прогнозов ($I_i = I_{ni} + I_{\Phi i}$)

снабженную процедурами, алгоритмами, программами для пересчета значений входных переменных в значении выходных. Различным концепциям развития в принципе могут соответствовать разные информационные модели объекта.

Под концептуальной моделью региона понимается его информационная модель вместе с выделенными проблемами и допустимыми решениями проблем.

Как показывает рис. 1.7, главной характеристикой процесса прогнозирования является его цикличность, так что входы всех блоков являются переменными какого-либо заранее оговоренного типа. Звездочками отмечены процедуры, выполнение которых практически невозможно, если в качестве информационной и концептуальной моделей разработчик не располагает соответствующей математической моделью.

Исследовательские возможности существенно зависят от того, в какой форме выступает математическая модель. Наиболее удобна обычно аналитическая форма. Однако расчеты, проводимые на основе реальной информации, могут потребовать представления такой модели в форме пакета программ последовательной обработки данных. Мы разрабатываем математическую модель параллельно в обеих формах, причем в аналитической она описывается системой уравнений, в алгоритмической — функциональной блок-схемой (уравнения 1—4 см. на рис. 1.8);

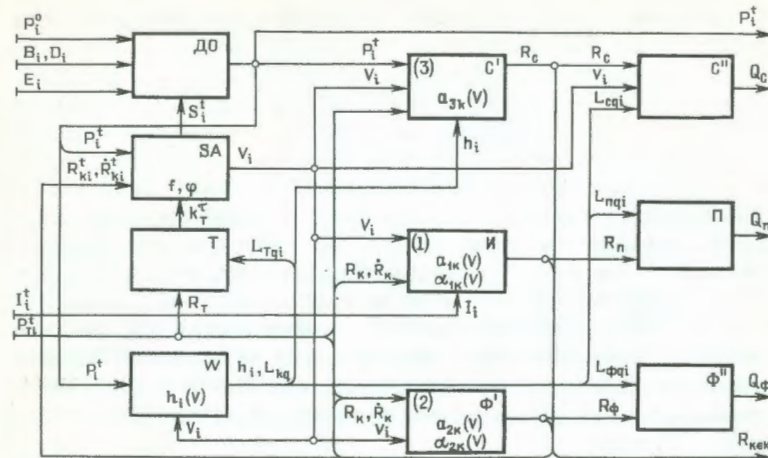


Рис. 1.9. Демо-экономическая модель региона (функциональная блок-схема)

Условные обозначения: блоки: DO — демографии и образования; SA — расселения и размещения; T — транспорта; W — бюджетов времени населения; C', C'' — непроизводственной сферы; I — инвестиций; Φ', Φ'' — фондообразующих отраслей внутрирегионального назначения; Π — все остальные отрасли; переменные: P — численность населения; S — миграционный прирост; B — рождаемость; D — смертность; I — инвестиции; R — количество рабочих мест; V — потенциал поля расселения; L — количество работников; Q — объем произведенной продукции; d_{ij} — расстояние между i и j населенными пунктами; E — интенсивности переходов между образовательными группами; коэффициенты: a_{1k}, α_{1k} — стоимость содержания (сооружения) одного рабочего места в отрасли k за год; a_{2k}, α_{2k} — количество «фондообразующих» рабочих мест, необходимое для содержания (сооружения) одного рабочего места в отрасли k за год; k_T — показатель транспортной обеспеченности; h — доля занятости в общественном производстве; индексы: $k \in K$ — отрасли ($K = C, I, \Pi, \Phi, T$); i, j — населенные пункты; τ — итерации; t — время; q — уровни квалификации

блок-схема и обозначения переменных представлены на рис. 1.9.

В этой модели входы блоков делятся на две группы: экзогенные и эндогенные, являющиеся выходами других блоков. Выходы блоков также относятся к двум, вообще говоря, пересекающимся группам: выходы, являющиеся входами других блоков, и выходы, указывающие на появление проблем (индикаторы проблем).

В данной модели выходными могут быть любые 4 из 6 переменных: $I, R, (j = \overline{1,4}), P$. Поэтому в терминах предлагаемой демо-экономической модели региона с учетом

е основных допущений можно решать довольно широкий класс задач. Например:

$$\left. \begin{array}{l} R_{k, k \neq j}, P/I, R_j \\ R_k/I, P \end{array} \right\} \quad (1.5)$$

т. д. (здесь над чертой записаны искомые величины). Очевидно, при всех возможных постановках задач вида 1.5) уравнения демо-экономической модели региона (1.1—1.4) не изменяются, а блок-схема (рис. 1.9) будет модифицироваться, что означает изменение концептуальной модели при неизменной информационной модели объекта. Набор блоков и связей между ними останется тем же, но у некоторых блоков входы могут стать выходами, выходы — входами, может измениться ориентация некоторых стрелок.

Например, рис. 1.9 является графическим изображением концептуальной модели, соответствующей задаче: $R_n, R_\phi, P/I, R_T$.

В терминах общей схемы прогнозирования (рис. 1.7) это означает, что исходная общая концепция развития на каждом этапе своей реализации может потребовать формирования новой концептуальной модели, если на основе предыдущей концептуальной модели проблемы не были решены. Появление проблемы фиксируется в следующих случаях:

1) недопустимость полученной к данному моменту траектории (здесь под траекторией понимается последовательность состояний объекта, описываемых набором переменных), т. е. нарушение балансовых отношений или ресурсных ограничений;

2) несоответствие полученной траектории поставленным в общей концепции развития целям развития объекта;

3) выявление противоречий в условиях (в общей концепции развития или в концептуальной модели);

4) несовпадение результатов нормативного и имитационного расчетов (см. рис. 1.8).

Очевидно, каждой из появляющихся проблем могут соответствовать свои программы решения проблем, причем решения могут быть неоднозначными.

Разрабатываемая нами демо-экономическая модель региона основана на следующих допущениях:

1) относительная независимость региона; предполагается, что внешняя (межрегиональная) миграция населения либо отсутствует, либо может быть задана экзогенно и не влияет на порядок выполняемых на модели расчетов;

аналогичное предположение сделано относительно продукции всех отраслей региона;

2) скорость освоения инвестиций ограничивается только конечной мощностью фондообразующих отраслей региона (и, разумеется, наличием соответствующей рабочей силы), никакой другой лаг освоения инвестиций не учитывается;

3) регион представлен в модели совокупностью своих «населенных мест» и транспортных путей, связывающих эти населенные места между собой. Под населенным местом (НМ) мы понимаем населенный пункт, район и т. п., выделенный каким-либо очевидным способом и рассматриваемый в конкретной задаче как точка. Например, может быть удобно в качестве населенных мест принять административные районы, поселенная структура которых не принимается во внимание.

Переменные модели (экзогенные и вычисляемые) предполагаются, вообще говоря, зависящими от положения населенного места в системе населенных мест. Таковы, например, коэффициент a_{1ki} ; a_{1ki} — затраты инвестиций на единицу существующих или вводимых основных фондов; h_i — доля занятых в общественном производстве среди всего населения; W_{kqi} — продолжительность рабочего времени работников отрасли k , квалификации q ;

4) в качестве основной характеристики расположения какого-либо (i -го) населенного места относительно всех остальных ($j = x$) населенных мест в модели выбрано значение V_i потенциала поля расселения (ППР) в точке i , вычисляемое в блоке SA:

$$V_i = \sum_j (P_j / k_T d_{ij}).$$

Здесь k_T показывает, во сколько раз транспортная доступность НМ _{j} для НМ _{i} ниже некоторой эталонной d_{ij} . Чем выше транспортная обеспеченность, тем меньше величина k_T ;

5) для данной модели существенным является наличие двух способов моделирования миграции — нормативного и имитационного (см. рис. 1.8). Уравнение, описывающее нормативную миграцию, указывает на то, что освоение инвестиций в производственной и непроизводственной сферах может вызвать изменение численности рабочей силы в этих сферах. S_{Ni} описывает миграционный прирост, который образовался бы, если бы изменение численности населения происходило в точном соответствии с изменением числа рабочих мест. Уравнение для S_{Ni} специально

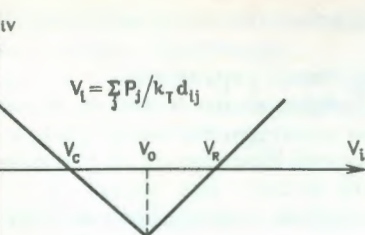


Рис. 1.10. Зависимость миграционного прироста S_{iV} от величины потенциала населенного пункта V_i

не описывает механизма миграции. В некоторых случаях это уравнение может быть интерпретировано как уравнение миграции. В общем же случае фактическая миграция может сколь угодно значительно отличаться от нормативной.

Имитационная модель миграции предполагает, что меж-населенные (внутрирегиональные) миграции населения зависят от структуры инвестиций и от потенциала поля расселения данного населенного места². В нашей модели

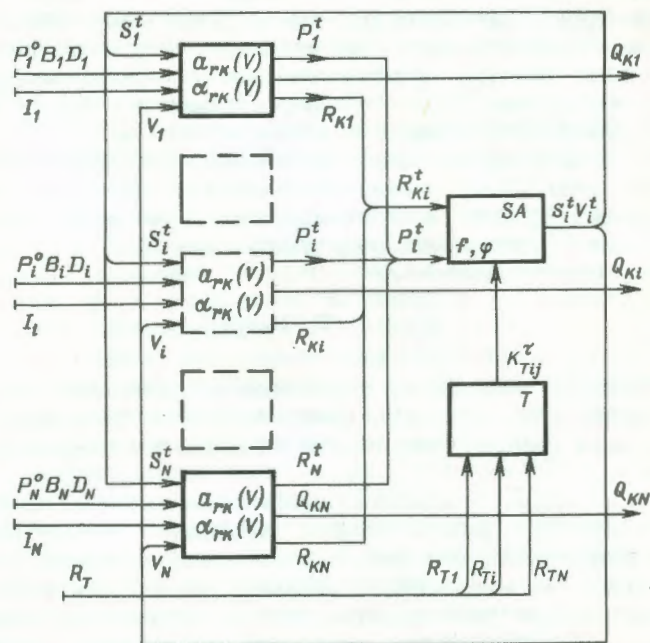


Рис. 1.11. Демо-экономическая модель региона

² Вообще говоря, вопрос о наилучшей характеристике расположения данного населенного места относительно всех остальных населенных

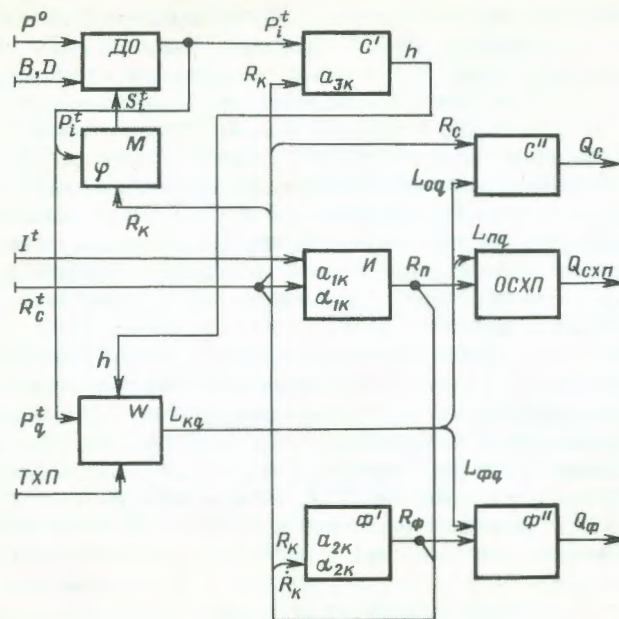


Рис. 1.12. Демо-экономическая модель села
Условные обозначения: блоки: М — миграции населения; ОСХП — общественного сельскохозяйственного производства; ТХП — типологические характеристики поселений

предполагается кусочно-линейная зависимость:

$$S_{ii}/P_i = \sum_k a_{aki} I_{ki} + \begin{cases} \alpha_{4R} (V_i - V_R), & V_i \geq V_0; \\ \alpha_{4C} (V_c - V_i), & V_i < V_0. \end{cases}$$

Точки V_c , V_R и V_0 указаны на рис. 1. 10. (Расхождение между S_{Ni} и S_{ii} выступает, как было уже сказано, одним из признаков наличия проблемы, требующей соответствующего исследования для выявления ее причин и, возможно, корректировки концептуальной модели.)

На рис. 1. 11 демо-экономическая модель региона представлена совокупностью территориальных блоков, каждый из которых (кроме SA и T) отображает какое-либо (i-е) населенное место со всеми его «отраслями» (кроме T),

мест в какой-либо системе расселения является открытым. Наш выбор ППР в качестве такой характеристики обусловлен соображениями наибольшей изученности свойств этой функции и ее популярности в моделях расселения.

их продукцией и его населением. Блоки же *SA* и *T* объединяют эти *HM*-блоки в единый «регион». Одна из возможных модификаций такого подхода состоит в представлении региона в виде всего двух населенных мест: «город» и «село». Разумеется, это должны быть некие обобщенные и условные «город» и «село»; скорее следовало бы говорить о высокоурбанизированной и сельской частях региона. Самостоятельное значение блоков *SA* и *T* в такой постановке утрачивается, соответствующие им расчеты могут выполняться вне модели. Вследствие этого сами блоки «село» «город» могут рассматриваться как самостоятельные демо-экономические модели.

На рис. 1. 12 представлена блок-схема такой демо-экономической модели села. Эта модель была реализована системой программ. В ней все блоки, кроме блоков демографии и образования и блока бюджета времени, объединены в «социально-производственный блок» (*СПБ*), представленный тремя отраслями: *ОСХП*, непродовольственная сфера села — *С* и капитальное строительство — *Ф*. При выборе общей концепции развития села мы исходим из необходимости выполнения селом его основной общественной функции — обеспечение общества продукцией сельского хозяйства. В соответствии с принятой ОКР ведущим является *СПБ*. Остальные блоки должны формировать условия функционирования *СПБ*. Так, в блоке *W* рассчитывается прогнозная продолжительность рабочего времени для работников трех вышеуказанных сфер села (с учетом требуемой квалификации). Для этого прогноза в модели использована методика расчета бюджетов времени сельских жителей, предложенная В. А. Артемовым и Г. П. Гвоздевой [3]. В основу методики положено распределение сельского населения по поселениям различных типов. Тип поселения, согласно типологии сельских населенных пунктов, разработанной в отделе социальных проблем ИЭиОПП СО АН СССР (см. [14]), определяется (вне данной модели) двумя факторами: степенью урбанизации (неурбанизированные и урбанизированные) и разнообразием экономической структуры материального производства (слабо развитые, средне развитые и развитые).

При расчетах затрат времени учитывается структура занятости в поселениях различных типов, число рабочих дней в неделе, сезонные различия в структуре затрат времени сельских жителей.

В блоке бюджета времени (*W*) прогнозируются среднесуточные и среднегодовые затраты времени на человека, а также суточный и годовой совокупный фонд времени в

разрезе заданных отраслевых и квалификационных групп. Тем самым определяется *L* — количество труда, необходимое в основных производственных сферах села, которое учитывается в социально-производственном блоке при расчете требуемого числа рабочих мест.

При анализе структурной согласованности трудовых ресурсов и потребностей сельскохозяйственного производства сначала выполняется расчет предлагаемого числа рабочих мест. В соответствии с ним рассчитывается миграционный прирост, который распределяется затем социально-демографическим блоком демографии и образования между квалификационными группами. Таким образом, общая численность населения согласуется с предлагаемым количеством рабочих мест, а спрос и предложение рабочей силы могут сравниваться по структуре.

В другом варианте концептуальной модели проверяется обеспеченность заданной траектории развития производства трудовыми ресурсами. Тогда по отдельности выполняются расчеты в *СПБ* и в блоке демографии и образования, а затем сравниваются спрос и предложение рабочей силы количественно.

Предложенная модель села была реализована системой программ, использованных для прогнозирования развития западносибирского села. Расчеты, выполненные с помощью демо-экономической модели села в отделе социальных проблем Института экономики и организации промышленного производства СО АН СССР, позволили также уточнить и отработать различные моменты общей схемы прогнозирования и подготовить переход к более всеобъемлющей модели вида (рис. 1. 9.)

Эксперименты с моделью наглядно продемонстрировали возможность и необходимость снижения миграционного оттока и, следовательно, стабилизации сельского населения (см. [2]).

Вместе с тем они позволили понять взаимосвязи между демографическими процессами, ростом уровня образования и ростом эффективности сельского хозяйства. Можно сделать вывод о том, что в условиях западносибирского села ориентация на высокую рождаемость не является ориентацией на экстенсивные факторы производства. Интенсификация производства и меры, направленные на повышение рождаемости, оказываются не противоречащими, а взаимодополняющими друг друга. Проведенные расчеты показали, что внедрение научно-технического прогресса облегчается в условиях интенсивного обновления поколений в рабочем возрасте, в условиях, когда в трудоспособный возраст

ступают большие контингенты молодежи, способной к обучению и переобучению. Очевидно, что подобные выводы могут быть получены только на основе анализа моделей, которых квалификационная структура кадров является ограничением для развития производительных сил. Вместе с тем производство требует ускоренного роста уровня квалификации рабочей силы. Эти требования в принципе могут быть удовлетворены, но высокие темпы роста квалификации возможны лишь при наличии больших демографических ресурсов сферы образования.

2. ВОСПРОИЗВОДСТВО И СТРУКТУРА НАСЕЛЕНИЯ

2.1. Общие эволюционные уравнения воспроизводства и движения населения

Уравнение воспроизводства вида

$$n^F(t) = \int_0^{\infty} n^F(t-x) l^F(x) \varphi(x) dx \quad (2.1)$$

достаточно известно. Однако его вывод обычно дается в нестрогой, эвристической форме. Строгий (по возможности) вывод имел бы самостоятельное методическое значение, особенно если он был бы достаточно конструктивен и соответствовал возможной практической процедуре решения. Кроме того, только в процессе строгого вывода можно выяснить возможности обобщения, учитывающего эволюцию функций выживания $l(x)$ и рождаемости $\varphi(x)$ в историческом времени.

Итак, пусть $n^F(t)$ — интенсивность потока рождений девочек (размерность — $[t]^{-1}$) в закрытой демографической системе (ДС). Если построить дискретную последовательность $n_1, n_2, \dots, n_l$, где $n_i (i=1, 2, \dots, l)$ — число рождений за некоторый i -й отрезок времени, то получим ступенчатую разрывную функцию с тем более неправильным контуром, чем меньше i -й интервал (год, месяц, сутки). Предположим, что тем или иным способом проведена непрерывная аппроксимация фактических величин $n_1, n_2, \dots, n_l$ непрерывной функцией $n(t)$. Пусть $[\tau, T]$ — репродуктивный период женщины ($T \cong 3\tau$, например, $\tau=16$, $T=48$). Знание потока рождений в $[t-T, t]$ позволит восстановить его и в $[t, t+\Delta t]$, если $\Delta t \leq \tau$. Оценим снизу и сверху число рождений ΔS_b в $[t, t+\Delta t]$ у матерей, родившихся в Δx_b , т. е. в $[t-x_b, t-x_{b-1}]$. Предположим, что демографическая система настолько многочисленна, что и совокупность родившихся N_i в Δx_i достаточно велика, например больше 10^3 или 10^4 , так что ей можно сопоставить когортную функцию выживания ($l^F(x, t-\xi_i)$), где $x_{i-1} < \xi_i < x_i$; ξ_i — условная точка отсчета. Ясно, что $l^F(x, t-\xi_i)$ при фиксированном ξ_i монотонно убывает до $1/N_i$ — скачками от 1 до 0. Пусть $l^F(x, t-\xi_i)$ — соответствующая непрерывная аппроксимация $l^F(x, t-\xi_i)$. Этой же совокупности родив-

ихся можно сопоставить усредненную накопленную кривую детей — потомков $\Phi(x)$, где $x \geq \tau$, а $\Phi(x) \leq \Phi(T)$ для всех x ($\Phi(\tau)=0$). Введение исторического времени t в эту функцию, отражающую тип воспроизводства населения, т. е. изменение ценностных установок семьи, представляется непростым делом. По-видимому, точка исторической привязки $\Phi(x)$ должна быть ближе к началу репродуктивного периода, чем к его концу. Выберем описание накопленной кривой рождаемости в виде $\Phi(x, t-x+\tau)$. Если историческое время в $[t-T, t]$ «медленное»¹, то погрешности такого описания невелики. Теперь составим неравенства для ΔS_i :

$$\Delta S_i \leq \bar{n}_i \Delta x l^F(x_{i-1}, \xi_i) [\Phi(x_i + \Delta t, t - \xi_i + \tau) - \Phi(x_{i-1}, t - \xi_i + \tau)]. \quad (2.2)$$

Далее:

$$\Delta S_i \geq \underline{n}_i \Delta x l^F(x_i + \Delta t, \xi_i) [\Phi(x_{i-1} + \Delta t, t - \xi_i + \tau) - \Phi(x_{i-1}, t - \xi_i + \tau)], \quad (2.3)$$

здесь $\bar{n}_i = \max n^F(t - \xi_i)$, а $\underline{n}_i = \min n^F(t - \xi_i)$ в $[t - x_i, t - x_{i-1}]$.

Общее число рождений в $[t, t + \Delta t]$ у матерей всех возрастов $[\tau, T]$ составит:

$$S(t, t + \Delta t) = \sum_{i=1}^k \Delta S_i + Q(t + \Delta t - \tau, t), \quad (2.4)$$

где Q — число рождений у матерей, родившихся в $[t + \Delta t - \tau, t]$. Очевидно, $Q(t - \tau, t) = 0$. Обычными оценками можно показать, что при непрерывных n, l, Φ $\bar{S} - \underline{S} \rightarrow 0$ при $\Delta x \rightarrow 0$ существуют пределы $\bar{S}$ и $\underline{S}$ и, следовательно, возможно интегральное представление:

$$\int_{\tau}^{t+\Delta t} n^F(x) dx = \int_{\tau}^T n^F(t-x) l^F(x, t-x) [\Phi(x + \Delta t, t-x+\tau) - \Phi(x, t-x+\tau)] dx + Q(t + \Delta t - \tau, t). \quad (2.5)$$

Пусть

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Phi(x + \Delta t, t-x+\tau) - \Phi(x, t-x+\tau)}{\Delta t} = \varphi(x, t-x+\tau). \quad (2.6)$$

¹ Т. е. в течение промежутка времени, равного длине репродуктивного периода, существенных изменений уровня рождаемости не происходит. Ред.

Деля равенство (2.5) на Δt и переходя к пределу ($\Delta t \rightarrow 0$), получим

$$n^F(t) = \int_{\tau}^T n^F(t-x) l^F(x, t-x) \varphi(x, t-x+\tau) dx + n(t-x-\tau) l(\tau) \varphi(\tau, t). \quad (2.7)$$

Обычно кривая дифференциальной рождаемости $\varphi(x)$ унимодальна с нулевыми граничными условиями ($\varphi(\tau)=0$, $\varphi(T)=0$). Таким образом, уравнение воспроизводства населения можно представить в форме:

$$n^F(t) = \int_{\tau}^T n^F(t-x) r(x, t) dx, \quad (2.8)$$

где

$$r(x, t) = l^F(x, t-x) \varphi(x, t-x+\tau). \quad (2.9)$$

Через функцию $n^F(t)$ выражается также ряд других характеристик движения населения (поток смертей, численность живущих, численность возрастных групп, возрастная плотность и др.). Например, численности популяций:

$$P^F(t) = \int_0^{\infty} n^F(t-x) l^F(x, t-x) dx, \quad (2.10)$$

$$P^M(t) = (1+q) \int_0^{\infty} n^F(t-x) l^M(x, t-x) dx, \quad (2.11)$$

$$P(t) = P^F(t) + P^M(t). \quad (2.12)$$

Здесь $q \approx 0,05$ ($q \approx 512/488 - 1$, т. е. избыток мальчиков среди рождений).

Интенсивность общего потока рождений $n(t)$:

$$n(t) = n^F(t) + n^M(t) = (2+q) n^F(t). \quad (2.13)$$

Интенсивность потока смертей можно представить в виде:

$$m^F(t) = - \int_{-\infty}^{\tau} n^F(z) \frac{\partial^F(t-z, z)}{\partial t} dz, \quad (2.14)$$

$$m^M(t) = - (1+q) \int_{-\infty}^t n^F(z) \frac{\partial^M(t-z, z)}{\partial t} dz. \quad (2.15)$$

Интенсивность общего потока смертей:

$$m(t) = m^F(t) + m^M(t). \quad (2.16)$$

Возрастные плотности населения:

$$f^F(x, t) = \frac{n^F(t-x)l^F(x, t-x)}{\int_0^\infty n^F(t-x)l^F(x, t-x)dx}, \quad (2.17)$$

$$f^M(x, t) = \frac{n^F(t-x)l^M(x, t-x)}{\int_0^\infty n^F(t-x)l^M(x, t-x)dx}. \quad (2.18)$$

Интегрирование (2.17, 2.18) в $[x_1, x_2]$ дает относительное содержание тех или иных возрастных контингентов в населении. Можно показать, что существует кривая, азбучающая плоскость $[x_1, x_2]$ на области с темпом роста, меньшим и большим, чем общий темп изменения численности популяции $P(t)$. Укажем еще одну простую связь между $n(t)$, $m(t)$ и $P(t)$:

$$n(t) - m(t) = P'(t). \quad (2.19)$$

Итак, дан вывод интегрального уравнения воспроизводства для n , причем в более общей форме (с учетом эволюции l , ϕ в историческом времени). Остальные характеристики движения населения в принципе выражаются через n и l . Некоторые погрешности вывода связаны с детерминистской трактовкой статистических функций n , l , ϕ как непрерывных. Очевидно, возможен и вероятностный вывод уравнения воспроизводства на основе описания потока рождений неординарным (близнецы), случайным процессом с переменными в историческом времени параметрами. Вероятностная трактовка l может потребовать допущения (небесспорного) бернуллиевости потока смертей в непересекающихся интервалах. Во всяком случае в социальной статистике использование вероятностных методов должно определяться существом задачи и, как правило, проверяться экспериментально. Укажем здесь лишь на одну вероятностную возможность. Если решение (2.8) (например, шагами через τ) дает $n(t)$ — неправильно колеблющуюся около постоянного значения (квазистационарное население), то возможна попытка моделирования $n(t)$ стационарным случайным процессом. Для этого надо построить корреляционную функцию $\gamma(\tau)$ флуктуаций $n(t)$ и проверить условие $\gamma(\tau) \rightarrow 0$ при $\tau \rightarrow \infty$. В этом случае возможен прогноз $n(t)$ как по среднему значению, так и с учетом поля рассеивания. Для растущего населения целесообразно выяснить стохастическую природу

темпа рождаемости $k(t) = \frac{n'}{n}$ или $k(t) = \frac{\Delta n}{\Delta t n}$ (n' не существует в точке излома $n(t)$, рассматриваемой детерминистически).

Если $k(t)$ моделируется стационарным случайным процессом, то заметим, что

$$P(t) = P(0)e^{\int_0^t k(x)dx} \geq P(0)e^{\langle k(x) \rangle t}. \quad (2.20)$$

Если средний темп $\langle k(x) \rangle > 0$, то рост $P(t)$ несколько сильнее экспоненциального (оценка (2.20) вытекает из неравенства Йенсена для вогнутой функции экспоненты).

Отметим, что в случае стационарной случайной функции темпа $k(x)$ процедура нахождения среднего темпа $k = \langle k(x) \rangle$ в принципе приближенно сводится к обычной. Действительно, пусть

$$n^F(t) = n^F(0)e^{kt + \int_0^t \xi(x)dx}; \quad \langle \xi(x) \rangle = 0. \quad (2.21)$$

Подставляя (2.21) в уравнение воспроизводства (2.8), получим:

$$e^{\int_0^t \xi(x)dx} = \int_{-\tau}^T e^{-kx} e^{\int_0^{t-x} \xi(z)dz} r(x, t) dx. \quad (2.22)$$

Полагая «шум» $\xi(x)$ достаточно высокочастотным, представим

$$\begin{aligned} \left\langle e^{\int_0^{t-x} \xi(z)dz} \right\rangle &= \left\langle e^{\int_0^t \xi(z)dz} - \int_{t-x}^t \xi(z)dz \right\rangle \simeq \\ &\simeq \left\langle e^{\int_0^t \xi(z)dz} \right\rangle \left\langle e^{-\int_{t-x}^t \xi(z)dz} \right\rangle. \end{aligned} \quad (2.23)$$

Усредняя уравнение (2.22) и обозначая последнее математическое ожидание в (2.23) через $\psi(x, t) > 1$, получим для расчета k уравнение:

$$1 = \int_{-\tau}^T e^{-kx} \psi(x, t) r(x, t) dx. \quad (2.24)$$

Это уравнение решается с помощью целесообразных разложений e^{-kx} по x и «замораживания» $\psi(x, t) r(x, t)$ относительно некоторого t_0 . Более адекватный расчет требует описания $k(x)$ нестационарным случайным процессом с эволюционирующими по t параметрами.

Специальную проблему представляет замыкание уравнения воспроизводства уравнениями связи функций l , ϕ с демо-экономическими характеристиками закрытой демографической системы (например, средняя плотность популяции, средний душевой доход, социально-гигиенические условия среды и др.). По-видимому, такие зависимости должны носить регрессионный, т. е. исторически ограниченный, характер.

Возможно, в ближайшее время в связи с ростом населения, глобальных средовых ограничений окажется возможной и социально-биологическая количественная теория внутренних взаимосвязей n , P , l , ϕ , дополнительных к изложенным формально-логическим. Вместе с тем уже изложенная общая сводка уравнений движения населения представляется имеющей существенное научно-методическое значение: отыскание общих взаимосвязей, инвариантов движения, получение конкретных результатов для классических моделей стабильного и стационарного населения, а также и более общих при определенных допущениях относительно роли исторического времени t .

2.2. Возрастная структура и потенциал роста населения

2.2.1. Вектор оценок и его свойства

Решение актуальных проблем народонаселения, задач эффективной демографической политики требует более глубокого понимания механизма воспроизводства населения. Для этого необходима дальнейшая разработка методики демографического анализа. За последнее время особое внимание здесь уделяется определению степени влияния возрастно-половой структуры населения на течение демографических процессов и оценке вклада, вносимого ею в воспроизводство населения.

Рассмотрим матричную модель женского населения, у которого интенсивность рождений и порядок вымирания неизменны. Как известно, такая модель задается матрицей Лесли, L :

$$L = \begin{pmatrix} \Phi_0 & \Phi_1 & \dots & \Phi_\omega \\ P_0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & P_1 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & P_{\omega-1} & 0 \end{pmatrix},$$

здесь Φ_i — вероятность того, что женщина, находящаяся в возрасте i в начале года, родит в течение года девочку,

дожившую до начала следующего года; P_i — вероятность того, что та же женщина доживет до начала следующего года².

В дальнейшем для краткости назовем Φ_i коэффициентами рождаемости, а P_i — коэффициентами дожития до возраста $i+1$.

Обозначим через ω предельный возраст жизни, а предельный репродуктивный возраст — через β . Таким образом, $\Phi_\beta \neq 0$; $\Phi_{\beta+1} = \dots = \Phi_\omega = 0$. С рассматриваемой моделью связывают обычно следующие характеристики: стабильное население $V = (V_0, V_1, \dots, V_\omega)$, темп роста стабильного населения $\lambda = e^r$ (где r — истинный коэффициент естественного прироста). Они определяются из соотношений $LV = \lambda V$, $\lambda > 0$. Таким образом, λ — положительное собственное число матрицы L , а V — правый собственный вектор (столбец), отвечающий этому числу.

Заметим, что λ определяется единственным образом, а V — с точностью до положительного множителя. Иными словами, неотрицательные собственные векторы, отвечающие λ , образуют луч в $(\omega+1)$ -мерном пространстве.

Легко проверить, что стабильное население V имеет вид:

$$V = C(\lambda^\omega l_0, \lambda^{\omega-1} l_1, \dots, \lambda^{\omega-i} l_i, \dots, \lambda l_{\omega-1}, l_\omega), \quad (2.25)$$

где $l_i = P_0 P_1, \dots, P_{i-1}$, ($i > 1$), $l_0 = 1$ — числа доживающих до возраста i , C — произвольное положительное число.

Наряду с правым собственным вектором V матрицы L можно рассмотреть и левый собственный вектор (строку) этой матрицы. Этот вектор $g = (g_0, g_1, \dots, g_\omega)$ определяется из уравнения $gL = \lambda g$. Так же как и V , он может быть найден с точностью до положительного множителя. Нетрудно заметить, что

$$g = C \left(\frac{1}{l_0} \sum_{k=0}^{\beta} \frac{l_k \Phi_k}{\lambda^k}, \frac{1}{l_1} \sum_{k=1}^{\beta} \frac{l_k \Phi_k}{\lambda^{k-1}}, \dots, \frac{1}{l_i} \sum_{k=i}^{\beta} \frac{l_k \Phi_k}{\lambda^{k-i}}, \dots, \Phi_\beta, 0, \dots, 0 \right). \quad (2.26)$$

² Смысл коэффициентов Φ_i и P_i тот же, что и в статье [1], которая послужила отправной точкой для данной работы.

В данной главе векторы, описывающие возрастную структуру, обозначаются символами вида x , y , а номера координат этих векторов (т. е. значения возрастов) — символами i , j , k ; соответственно координаты вектора x , т. е. численности соответствующих возрастных групп, обозначаются x_i (или x_j , или x_k).

Понятно, что вклады разных возрастных групп в воспроизводство населения различны. Координаты вектора g , определенного формулой (2.26), при $C=1$ можно рассматривать как оценки вклада соответствующих возрастов в воспроизводство населения. Для выявления демографического смысла этих координат рассмотрим стабильное население.

Примем численность населения в возрасте до одного года на начальный (базовый) момент за единицу. Через k лет численность этого населения, дожившего до возраста k , составит l_k . Число детей, рожденных этой когортой в возрасте k , составит $l_k \Phi_k$. Общее число детей в возрасте до одного года за время k благодаря стабильности населения равно λ^k . Таким образом, доля детей, рожденных рассматриваемой нами когортой, в общем числе детей в возрасте до одного года совпадает за время k с $\frac{l_k \Phi_k}{\lambda^k}$.

Для оценки общего вклада этой когорты в некотором году $i = \beta$ в воспроизводство населения в течение всего оставшегося репродуктивного периода $i, i+1, \dots, \beta$ следует сложить соответствующие доли, предварительно позаботившись о том, чтобы они вычислялись от одной и той же величины. Более того, предположим, что численность детей в возрасте до одного года во все периоды $k = i, i+1, \dots, \beta$ остается неизменной и совпадает с имеющимся на момент i количеством λ^i . Тогда число детей, рожденных рассматриваемой нами когортой, совпадает в возрасте i с числом

$$l_i \Phi_i = \lambda^i \frac{l_i \Phi_i}{\lambda^i}, \text{ а в возрасте } k > i - \text{с числом}$$

$$\lambda^i \frac{l_k \Phi_k}{\lambda^k} = \frac{l_k \Phi_k}{\lambda^{k-i}}.$$

Общая численность детей, рожденных этой когортой при $k \geq i$, равна $\sum_{k=i}^{\beta} \frac{l_k \Phi_k}{\lambda^{k-i}}$. Отношение этой суммы к общей численности живущих в момент i и выступает оценкой доли людей i -го возраста.

В связи с вышеизложенным будем называть вектор g , определенный формулой (2.26), при $C=1$ вектором оценок возрастной структуры.

На важную роль вектора оценок при исследовании демографических процессов обратили внимание Е. Андреев и С. Пирожков [1], которые исследовали с помощью

этого вектора вопрос о потенциале демографического роста. Укажем на некоторые свойства вектора оценок.

1. Пусть $x_{(0)} = (x_{0,0}, x_{0,1}, \dots, x_{0,\omega})$ — реальное население в некотором базовом году. Здесь $x_{0,i}$ — численность возрастной группы i , ω — предельный возраст.

В результате передвижек, осуществляемых с помощью матрицы L , в некотором году t это население перейдет в состояние $L^t x_{(0)} = x_{(t)} = (x_{t,0}, x_{t,1}, \dots, x_{t,\omega})$. При этом справедливо равенство³ $(g, x_t) = \lambda^t (g, x_{(0)})$.

2. Как известно, в силу свойства эргодичности реальное население стремится к стабильному (стабилизируется). Более точно:

$$\frac{x_{(t)}}{\lambda^t} \rightarrow \alpha V,$$

где V — стабильное население; α — некоторое число, зависящее от начального состояния $x_{(0)}$. Нетрудно проверить, используя свойство (2.25), что

$$\alpha = \frac{(g, x_{(0)})}{(g, V)}.$$

$$\text{Таким образом, } \frac{x_{(t)}}{\lambda^t} \rightarrow \frac{(g, x_{(0)})}{(g, V)} V. \quad (2.27)$$

Отметим, что величина $\frac{1}{(g, V)} V$, входящая в правую часть формулы (2.27), не зависит от конкретного выбора вектора V , т. е. от числа $C > 0$, входящего в определяющую этот вектор формулу (2.25). В некоторых случаях удобно рассматривать собственные векторы при том или ином специальном выборе числа C . Как правило, это число выбирают одним из двух способов:

1) C выбирают так, чтобы сумма координат собственного вектора равнялась единице. Соответствующий вектор обозначим через V_1 . Из изложенного следует, что V_1 удовлетворяет условию $(1, V_1) = 1$, где $1 = (1, 1, \dots, 1)$;

2) C выбирают так, чтобы получившийся собственный вектор V_2 удовлетворял равенству $(g, V_2) = 1$. При таком выборе собственного вектора соотношение (2.27) приобретает особенно простой вид:

$$\frac{x_{(t)}}{\lambda^t} \rightarrow (g, x_{(0)}) V_2. \quad (2.28)$$

³ Символом (g, x) обозначается скалярное произведение векторов g и x :

$$(g, x) = \sum_{i=0}^{\omega} g_i x_i.$$

В дальнейшем мы будем использовать как вектор V_1 , так и вектор V_2 .

Из формулы (2.27) следует, что предельное значение любого линейного показателя возрастной структуры выражается через структуру начального населения и вектор оценок g . Под линейным показателем мы понимаем любой показатель вида (u, x) , где x — возрастная структура, а u — некоторый фиксированный вектор. Так, линейным показателем является общая численность населения $u = 1 = (1, 1, \dots, 1)$, численность некоторой группы населения $u = (0, \dots, 0, 1, \dots, 1, 0, \dots, 0)$, где единицы стоят на местах, отвечающих возрастам, входящим в данную группу, а нули — на остальных местах, количество всех умерших за год из определенной группы возрастов, количество всех рожденных населением некоторой группы возрастов и т. д.

Пусть (u, x) — некоторый линейный показатель; $x_{(t)}$ — возрастная структура реального населения в год t , исходящая из возрастной структуры $x_{(0)}$ в базовом году. Умножая соотношение (2.27) скалярно на вектор u , получим:

$$\frac{(u, x_{(t)})}{\lambda^t} \rightarrow \frac{(u, V)}{(g, V)} (g, x_{(0)}). \quad (2.29)$$

Здесь V — произвольный собственный вектор. Таким образом, при достаточно далеких моментах времени T значение линейного показателя на траектории движения населения определяется приближенным равенством:

$$(u, x_{(T)}) \approx \lambda^T \frac{(u, V)}{(g, V)} (g, x_{(0)}).$$

Отметим, что совокупность величин λ , V , g позволяет однозначно восстановить матрицу передвижек L и тем самым рассматриваемую модель. Это означает, что каждый режим воспроизводства полностью характеризуется указанной совокупностью величин.

2.2.2. Потенциал демографического роста

Применим вектор оценок g для выяснения вопроса о потенциале демографического роста. Понятие потенциала роста, введенное П. Венсаном на основе непрерывной модели стабильного населения, базируется на следующих соображениях [2, 13]. Предположим, что с некоторого момента времени $t = 0$ население сохраняет неизменный порядок вымирания, а характеристики рождаемости выбраны так, что истинный коэффициент прироста равен нулю

(или, что то же самое, темп роста равен единице). Это означает, что соответствующее стабильное население будет стационарным. Отношение между численностью этого предельного стационарного населения и численностью исходного населения называется потенциалом демографического роста.

Определим потенциал в рассматриваемой здесь дискретной модели. Исходный режим воспроизводства населения задан числами доживающих $l_0, l_1, \dots, l_\omega$ и коэффициентами $\Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_\omega$. Темп роста λ определяется при этом как единственное положительное решение уравнения

$$\lambda^{\beta+1} = \Phi_0 l_0 \lambda^\beta + \Phi_1 l_1 \lambda^{\beta-1} + \dots + \Phi_\beta l_\beta.$$

Выберем теперь коэффициенты $\tilde{\Phi}'_0, \dots, \tilde{\Phi}'_\beta$ так, чтобы темп роста стабильного населения λ был равен единице. Из изложенного следует, что коэффициенты Φ'_i должны лишь удовлетворять соотношению

$$1 = \tilde{\Phi}'_0 l_0 + \tilde{\Phi}'_1 l_1 + \dots + \tilde{\Phi}'_\beta l_\beta$$

и иметь «реальный демографический смысл» (т. е. $\Phi'_i \geq 0$, причем, скажем, $\Phi'_0 = 0$; $\Phi'_\beta \leq \Phi'_{\beta-1} \leq \Phi'_{\beta-2}$ и т. д.).

Пусть в начальный момент задано рассматриваемое реальное население $x_{(0)} = (x_{0,0}, x_{0,1}, \dots, x_{0,\omega})$. Считаем для простоты, что оно нормировано, т. е. $(x_{(0)}, 1) = \sum_{i=0}^{\omega} x_{0,i} = 1$.

Движение населения с числами доживающих l_i и коэффициентами Φ'_i описывается траекторией $x_{(0)}, \tilde{x}_{(1)}, \dots, \tilde{x}_{(t)}, \dots$, которая стремится к стационарному населению $\tilde{V}$, отвечающему данному режиму. Согласно формуле (2.25), $\tilde{V} = C(l_0, l_1, \dots, l_\omega)$, где $C > 0$. Общая численность этого стационарного населения Π , согласно формуле (2.29), при $u = 1$ имеет вид

$$\Pi = \frac{(1, \tilde{V})}{(\tilde{g}, \tilde{V})} (\tilde{g}, x_{(0)}). \quad (2.30)$$

Здесь $\tilde{g}$ — вектор оценок, соответствующих новому режиму рождаемости. Используя формулы (2.25) и (2.26), нетрудно проверить, что

$$\Pi = \frac{\sum_{i=0}^{\omega} l_i}{\sum_{i=0}^{\beta} (i+1) \Phi'_i l_i} \sum_{i=0}^{\beta} \frac{x_i}{l_i} \sum_{k=i}^{\beta} l_k \Phi'_k.$$

Положим,

$$G_i = \frac{\sum_{k=i}^{\beta} l_k \Phi'_k}{\sum_{i=0}^{\beta} (i+1) \Phi_i l_i}. \quad (2.31)$$

Тогда

$$\Pi = \left(\sum_{i=0}^{\beta} \frac{x_i}{l_i} G_i \right) \left(\sum_{l=0}^{\omega} l_l \right).$$

Так как $(1, x_{(0)}) = 1$, то величина Π совпадает с определением потенциала роста, данного Венсаном. Заметим, что полученная формула является аналогом соответствующей формулы, выведенной в непрерывной модели. Там роль коэффициентов G_i играет (при $r=0$) функция

$$G(a) = \frac{\int_a^{\beta} l(z) \varphi(z) dz}{\int_0^{\beta} \int_a^{\beta} l(z) \varphi(z) dz da},$$

где $l(z)$ — функция дожития, $\varphi(z)$ — функция рождаемости. Так как

$$G_i = \frac{\sum_{k=i}^{\beta} l_k \Phi'_k}{\sum_{i=0}^{\beta} (i+1) \Phi_i l_i} = \frac{\sum_{k=i}^{\beta} l_k \Phi'_k}{\sum_{i=0}^{\beta} \sum_{k=i}^{\beta} \Phi'_k l_k},$$

то вектор $(G_0, \dots, G_{\beta})$ служит дискретным аналогом функции G .

Приведенное определение потенциала роста зависит от выбора коэффициентов Φ_k и в этом смысле является некорректным, так как при разных Φ_k получаются разные значения потенциала. Однако Ж. Буржуа-Пиша утверждает, что для всех человеческих популяций коэффициенты G_i практически одинаковы [3]. Если принять его точку зрения, то потенциал роста принимает приближенно одинаковые значения при разном выборе Φ_k , т. е. зависит от выбора Φ_k слабо. Тем самым потенциал роста в какой-то мере отражает действительное влияние возрастной структуры.

Буржуа-Пиша предлагает заменить G_i некоторыми стан-

дартными (универсальными) коэффициентами $\bar{G}_i$, численными из модельных таблиц, и определить потенциал роста формулой, имеющей для рассматриваемой дискретной модели вид

$$\Pi = \left(\sum_{i=0}^{\beta} \frac{x_i}{l_i} \bar{G}_i \right) \left(\sum_{l=0}^{\omega} l_l \right).$$

С другой стороны, Е. Андреев и С. Пирожков полагают, что заменять вектор G вектором $\bar{G}$ нельзя [1, с. 65]. Если принять их точку зрения, то подход, основанный на идее Венсана, приводит к некорректному определению потенциала роста и тем самым непригоден для анализа.

Укажем несколько отличный от предыдущего подход к потенциалу Венсана, дающий его корректное определение, не основанное на применении универсальных коэффициентов $\bar{G}_i$. В качестве коэффициентов Φ'_k возьмем числа $\mu \Phi'_k$, где число $\mu > 0$ определяется так, чтобы темп роста стабильного населения λ был равен 1. Можно показать, что такое число существует.

Используя (2.31), коэффициенты G_i вычисляем следующим образом:

$$G_i = \frac{\sum_{k=i}^{\beta} l_k \Phi'_k}{\sum_{i=0}^{\beta} (i+1) \Phi_i l_i} = \frac{\sum_{k=i}^{\beta} l_k \mu \Phi_k}{\sum_{i=0}^{\beta} (i+1) \mu \Phi_i l_i} = \frac{\sum_{k=i}^{\beta} l_k \Phi_k}{\sum_{i=0}^{\beta} (i+1) \Phi_i l_i}.$$

Преимущество этого подхода заключается в том, что потенциал определяется только по параметрам Φ_i, l_i , соответствующим заданному режиму воспроизводства, без привлечения гипотетических режимов. Потенциал становится корректно определенным, причем без применения универсальных коэффициентов.

Е. Андреев и С. Пирожков предлагают другой подход к определению потенциала роста [1, с. 60—67]. Он не связан с переходом к стационарному населению и основан на следующем. Рассмотрим вектор стабильного населения V (определенный формулой (2.25) при некотором $C > 0$) и вектор реального населения $x_{(0)}$, нормированный условием $(1, x_{(0)}) = \sum_{i=0}^{\omega} x_{0,i} = 1$. Траектория движения стабильного населения, исходящая из вектора V , имеет вид

$$V, \lambda V, \lambda^2 V, \dots, \lambda' V \dots$$

Траектория движения реального населения, исходящая из $x_{(0)}$, имеет вид $x_{(0)}, x_{(1)}, \dots, x_{(t)}, \dots$, где $x_{(t)} = L^t x_{(0)}$. Численности стабильного и реального населения в момент t совпадают с числами $(u, \lambda^t V)$ и $(u, x_{(t)})$ соответственно, где $u = 1 = (1, 1, \dots, 1)$. Предел их отношения равен величине

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{(u, x_{(t)})}{(u, \lambda^t V)} = \frac{1}{(u, V)} \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{(u, x_{(t)})}{\lambda^t}.$$

Обозначим эту величину через π_V . Если вектор V выбран так, что $(1, V) = 1$, то обозначим π_V через π . Величину π Е. Андреев и С. Пирожков называют потенциалом роста.

Вычислим прежде всего величину π и выясним некоторые ее свойства. Согласно формуле (2.29),

$$\pi_V = \frac{1}{(u, V)} \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{(u, x_{(t)})}{\lambda^t} = \frac{1}{(u, V)} \frac{(u, V)}{(g, V)} (g, x_{(0)}) = \frac{(g, x_{(0)})}{(g, V)}. \quad (2.32)$$

Отметим существенную особенность π_V . Как следует из (2.32), этот показатель никак не связан с общей численностью населения. Рассмотрение такого линейного показателя, как общая численность, выражается в проведенных выкладках с помощью вектора $u = 1$. Однако в окончательной формуле для π_V этого вектора нет: он сокращается. Поэтому, повторив приведенные рассуждения для любого другого линейного показателя, выраженного другим вектором u , придем к тому же итогу. В то же время потенциал в смысле Венсана зависит именно от численности населения. Соответствующая формула содержит коэффициент $(1, \tilde{V})$, и, если заменить вектор 1 вектором u , она изменится: вместо $(1, \tilde{V})$ появится $(u, \tilde{V})$.

Отметим еще одно существенное отличие величины π_V от потенциала Венсана (2.30). Потенциал (2.30) инвариантен относительно выбора собственного вектора. Формула (2.30) не изменится, если вместо участвующего в ней вектора $\tilde{V}$ взять вектор $C\tilde{V}$. Это означает, что потенциал Венсана определяется именно структурой стационарного населения, а не случайным выбором какого-либо фиксированного населения. В то же время величина π_V зависит от выбора V . Понятно, что

$$\pi_{CV} = \frac{1}{C} \pi_V.$$

Отметим, наконец, что π_V зависит от темпа роста стабильного населения λ , в то время как потенциал Венсана от λ не зависит.

Все это означает, что подход, предложенный в работах Е. Андреева и С. Пирожкова, нельзя рассматривать в

качестве уточнения методики П. Венсана и Ж. Буржуа-Пиша [1, 10]. Это принципиально разные подходы, приводящие к разным показателям. Таким образом, прав А. Вишневский, говоря, что критика методики Ж. Буржуа-Пиша основана на недоразумении [4].

Исходя из трактовки вектора g как вектора оценок можно сказать, что показатель π_V просто совпадает с суммарной оценкой данного населения x_0 с помощью g , нормированной множителем $\frac{1}{(g, V)}$. С этой точки зрения в

качестве V наиболее удобно выбрать такой собственный вектор V_2 , для которого $(g, V_2) = 1$.

Как уже отмечалось, Е. Андреев и С. Пирожков предлагают в качестве V взять собственный вектор V_1 , для которого $(1, V_1) = 1$. Это вызвано тем, что координаты вектора V_1 указывают долю соответствующих возрастов в общей численности населения. Получающийся при этом показатель $\pi = \pi_{V_1}$ имеет вид:

$$\pi = \frac{(g, x_{(0)})}{(g, V_1)}.$$

Потенциал демографического роста и показатель π_V находят применение в анализе региональной демографической ситуации. Расчеты Е. Андреева и С. Пирожкова показывают, что потенциал роста населения СССР в 1970 г. составил 1,220 [1, с. 64]. Это означает, что вклад в будущую численность стационарного населения страны в 1970 г. на 22% обеспечивался исходной возрастной структурой. На основе данных модели, рассчитанной этими авторами, нами получен потенциал роста населения Ленинграда, который равен 0,8148. Следовательно, в Ленинграде даже при условии расчета рождаемости и смертности на общесоюзном уровне будущая численность стационарного населения уменьшилась бы по сравнению с 1970 г. на 19% только за счет сложившейся возрастной структуры.

Следует отметить, что в ряде публикаций интерпретация полученных показателей не всегда соответствует их смысловой нагрузке. Рассчитанный К. Катусом потенциал роста для ЭССР составил 1,06, что, по его мнению, говорит о том, что «влияние возрастного состава населения на распределение основных возрастных групп в стабильном населении незначительно» [7, с. 109]. Это утверждение неточно. Потенциал роста показывает вклад исходной возрастной структуры в общую численность стационарного населения, а не в распределение возрастных групп.

Не всегда принимается во внимание, что описанные

выше показатели указывают, какой вклад вносит исходная возрастная структура в предельную численность населения. Так, С. Пирожков пишет об УССР: «Обращение к современным данным о численности населения республики показывает, что, несмотря на суженную интенсивность воспроизводства, имеет место непрерывное увеличение численности населения. Этот факт объясняется наличием потенциала демографического роста больше единицы» [11, с. 100]. Это утверждение представляется нам не совсем точным. Потенциал роста (в каком бы смысле его ни понимать) несет информацию о численности населения в весьма далеком гипотетическом будущем. Например, в случае неизменности режима воспроизводства население Эстонии стабилизируется через 1—1,5 поколения, т. е. примерно к 2010 г. [7, с. 109]. При «неблагоприятной возрастной структуре» какого-либо населения период стабилизации может превышать 500 лет [1, с. 62]. Поэтому увеличение численности населения в настоящее время должно быть объяснено не только с помощью потенциала роста.

По сравнению с потенциалом демографического роста показатель λ является более универсальной характеристикой. λ оценивает потенциальные возможности влияния возрастной структуры на воспроизводство населения в будущем. Потенциал роста выражает вклад исходной возрастной структуры в изменение предельной численности населения. λ позволяет оценить данную возрастную структуру как компонент движения населения. При этом на величину λ помимо слагаемых современного режима воспроизводства влияют факторы прошлого демографического развития — внутренние (режим воспроизводства) и внешние (влияние войн и миграция).

Наибольший интерес представляет не оценка возрастной структуры сама по себе, а сравнение λ двух или нескольких населений. Так, можно сравнить λ , рассчитанные для населений с одинаковым режимом воспроизводства, но с различными возрастными структурами: городов одного и того же или разного типа, сельских поселений, регионов в целом. Такое сравнение покажет, например, какое территориальное образование имеет возрастную структуру, наиболее «ценную» с точки зрения влияния на воспроизводство населения.

Так, если бы в 1970 г. режим воспроизводства страны в целом и Ленинграда в частности был одинаков, то λ составил бы соответственно для СССР 1,0974 [1, с. 63] и для Ленинграда — 0,8298. Это означает, что с точки зрения воспроизводства будущего населения возрастная структура

страны оценивается более высоко, чем структура населения Ленинграда. Следовательно, потенциальные возможности роста населения за счет возрастной структуры в населении Ленинграда меньше, чем в стране в целом.

Представляет интерес выяснить, какой вклад вносит возрастная структура исходного населения в общую численность этого населения при небольших значениях времени t , когда режим воспроизводства реального населения можно считать постоянным. Тем самым рассматриваемая модель была бы применима к описанию действительного движения населения.

Ситуация здесь достаточно сложна. Легко привести условные примеры, показывающие, что как при $\lambda > 1$, так и при $\lambda < 1$ численность населения при небольших t может как убывать, так и возрастать.

Например, как было уже показано, рассчитанные при условии одного и того же режима воспроизводства в 1970 г. показатели составили: СССР — $\lambda = 1,220$, $\lambda = 1,0974$; Ленинград — $\lambda = 0,8148$, $\lambda = 0,8298$.

Показатели, рассчитанные для страны в целом, больше единицы, а для Ленинграда, наоборот, меньше единицы. Несмотря на это, численность населения в том и другом случае увеличивается, причем численность населения Ленинграда после передвижки за один шаг (первые пять лет) увеличилась на 2,7%.

Более точный анализ требует привлечения наряду с наибольшим по модулю собственным числом λ и других собственных чисел. Во всяком случае ни потенциал в смысле Венсана, ни показатель λ ничего не говорят о численности населения при небольших t .

Опишем рассматриваемую ситуацию в формальных математических терминах. Разность между численностями населения в моменты $t+1$ и t выражается равенством

$$(u, L^{t+1} x_{(0)}) - (u, L^t x_{(0)}) = ((L^*)^t u, (L - I) x_{(0)}),$$

где $u = (1, \dots, 1)$; $x_{(0)}$ — начальное население; $*$ — знак транспонирования матрицы; I — единичная матрица.

Знак этой разности зависит от того, в каком пространстве, определяемом функционалом $(L^*)^t u$, лежит вектор $(L - I) x_{(0)}$, и при малых t от величины λ не зависит. Если t достаточно велико, то $(L^*)^t u \approx \lambda^t Cg$ и этот знак при $\lambda \neq 1$ совпадает со знаком произведения

$$[g, (L - I) x_{(0)}] = (\lambda - 1) (g, x_{(0)}),$$

т. е. определяется знаком разности $\lambda - 1$.

2.2.3. Инстабильность

В теории стабильного населения важную роль играют показатели инстабильности, оценивающие отклонение реального населения от стабильного. С. И. Пирожков предложил в качестве коэффициента инстабильности величину (в наших обозначениях) [10, с. 105—106]:

$$Q_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left| \frac{x_{t,i}}{C\lambda^i V_i} - 1 \right| = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{CV_i} \left| \frac{x_{t,i}}{\lambda^i} - CV_i \right|. \quad (2.33)$$

Здесь

$$x_t = x_{t,0}, \dots, x_{t,i}, \dots, x_{t,\infty}$$

и

$$C\lambda^i V = (C\lambda^i V_0, \dots, C\lambda^i V_i, \dots, C\lambda^i V_{\infty})$$

— соответственно реальное и стабильное население в момент t . Напомним, что стабильное население определяется с точностью до некоторого положительного числа C .

Можно предложить несколько более точную формулу для измерения инстабильности.

Рассмотрим реальное население $x_{(t)}$ и стабильное население CV в момент t . Число C выберем таким образом, чтобы $(g, x_{(t)}) = (g, CV)$, т. е.

$$C = \frac{(g, x_{(t)})}{(g, V)} = \pi_3.$$

В момент t реальное население описывается вектором $x_t = L^t x_{(0)}$, а стабильное — вектором $\pi_V \lambda^t V$. Как отмечалось выше, $(g, x_t) = \lambda^t (g, x_{(0)})$, поэтому, учитывая выбор числа C , получим

$$\frac{1}{\lambda^t} (g, x_{(t)}) - (g, \pi_V V) = \sum_{i=0}^{\infty} g_i \left(\frac{x_{t,i}}{\lambda^i} - \pi_V V_i \right) = 0. \quad (2.34)$$

То обстоятельство, что сумма в (2.34) равна нулю, означает, что в некоторых возрастах численность реального населения больше численности стабильного, в некоторых — меньше, причем разности между этими численностями, взятые с оценками g_i , уравнивают друг друга.

В качестве показателя инстабильности $\bar{Q}_{(t)}$ в момент t примем величину

$$\bar{Q}_t = \frac{1}{(g, x_{(t)})} \sum_{i=0}^{\infty} g_i \left| \frac{x_{t,i}}{\lambda^i} - \pi_V V_i \right|. \quad (2.35)$$

В (2.35) в отличие от (2.34) разности между стабильным и реальным населением берутся по абсолютной величине,

поэтому если исходное население $x_{(0)}$ нестабильно, то $\bar{Q}_t > 0$. Формула (2.35) имеет ту же структуру, что и (2.33). Однако в (2.35) вклад каждого возраста i в общий показатель $\bar{Q}_t$ учитывается с помощью оценки g_i , отвечающей этому возрасту. Поэтому можно предполагать, что этот вклад учитывается в (2.35) точнее, чем в (2.33).

Множитель $\frac{1}{(g, x_{(t)})}$ в (2.35) служит для нормировки.

При такой нормировке показатель $\bar{Q}_t$ зависит лишь от структуры векторов $g, V, x_{(0)}$: если каждый из них изменить в какое-то число раз, то показатель $\bar{Q}_t$ не изменится. Отметим важную особенность показателей $\bar{Q}_t$. Можно проверить, что $\bar{Q}_{t+1} \leq \bar{Q}_t$ при всех t , т. е. инстабильность убывает с течением времени. Это полностью соответствует эргодическому принципу, в силу которого реальное население стремится к стабильному. Связь между коэффициентами $\bar{Q}_{t+1}$ и $\bar{Q}_t$ дается следующей формулой, вывод которой мы опускаем:

$$\bar{Q}_{t+1} = \bar{Q}_t + \frac{g_0}{(g, x_{(t)}) \lambda^{t+1}} \left(\left| \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \Delta_{t,i} \right| - \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i |\Delta_{t,i}| \right). \quad (2.36)$$

Здесь $\Delta_{t,i} = x_{t,i} - \pi_V V^t \lambda^i$ — разность между численностью населения i -го возраста в реальном и стабильном населении. В силу (2.34) $\sum_{i=0}^{\infty} g_i \Delta_{t,i} = 0$, поэтому если реальное население нестабильно, то среди чисел $\Delta_{t,i}$ есть как положительные, так и отрицательные. Если все $\Delta_{t,i}$, соответствующие репродуктивным возрастам, имеют один и тот же знак, то $\bar{Q}_{t+1} = \bar{Q}_t$, в противном случае $\bar{Q}_{t+1} < \bar{Q}_t$. Таким образом, уменьшение инстабильности вызывается тем, что среди репродуктивных возрастов есть и такие, в которых численность реального населения больше, чем стабильного.

Характеристики инстабильности позволяют оценить внутренние источники формирования возрастной структуры с точки зрения ее будущей эволюции и влияния на воспроизводство населения. Вычислим по формуле (2.35) инстабильность населения СССР и Ленинграда в 1970 г., приняв режимы воспроизводства одинаковыми. В качестве V примем вектор V_r . В этом случае коэффициент π_V совпадает с показателем π . Полагаем 1970 г. базовым, т. е. считаем $t = 0$. Расчеты показывают, что инстабильность населения страны в целом равна 0,1442, а населения Ленинграда — 0,3095. Таким образом, если бы в 1970 г. население Ленинграда имело режим воспроизводства страны в целом, то в результате диспропорций возрастной структуры ин-

стабильность населения Ленинграда более чем вдвое превышала нестабильность населения СССР.

Рассмотренные показатели являются важными характеристиками возрастной структуры населения и служат анализу в условиях неизменности заданного режима воспроизводства. Дальнейшая разработка этой проблематики должна вестись с введением переменных характеристик воспроизводства населения.

2.3. О стабилизации в матричной модели воспроизводства населения

Для успешного решения задач демографической политики, жилищного строительства, организации медицинского обслуживания населения, народного образования и многих других необходимо иметь четкое представление о динамике численности и возрастно-половой структуры населения. Еще в начале века русский статистик Н. А. Каблуков отмечал: «Не имея данных о составе населения по возрастам, нельзя делать точных заключений о всех других явлениях, касающихся населения» [10].

Математически процесс воспроизводства населения описывается с помощью известной матричной модели передвижки по возрастам (обычно речь идет лишь о женском населении). Преимуществом матричной модели по сравнению с непрерывной является, в частности, то, что «информация о демографических процессах дискретна, поэтому матричная запись позволяет более точно выразить в количественной форме состояние этих процессов» [10]. Такая модель задается матрицей L :

$$L = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \dots & \Phi_\alpha & \dots & \Phi_{\beta-1} & \dots & \Phi_\beta \\ P_0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & P_{\beta-1} & \dots & 0 \end{pmatrix}$$

Здесь Φ_i , $i=0, 1, \dots, \beta$ — среднее число девочек, рожденных одной женщиной, находящейся в возрастной группе i в начале периода (который может быть выбран равным году, пяти, десяти годам и т. д.), и доживающих до начала следующего периода; P_i , $i=0, \dots, \beta$ — вероятность того, что та же женщина доживет до начала следующего периода; α , β — начальная и конечная возрастные группы репродуктивного периода.

Использование матрицы L размера $(\beta+1)(\beta+1)$, а не $(\omega+1)(\omega+1)$, где ω — предельный возраст, не

умаляет общности, поскольку в воспроизводстве населения участвует лишь население репродуктивного возраста.

Методы построения элементов матрицы L по исходным возрастным коэффициентам рождаемости и коэффициентам дожития подробно изложены в [8].

Если вектор X представляет собой возрастную структуру реального населения в некотором базовом году; X' — состояние, в которое перейдет население через t шагов, то

$$X' = L^t X. \quad (2.37)$$

Одним из основных результатов математической демографии является утверждение А. Лотки о том, что при неизменном режиме воспроизводства население стремится к стабильному, структура которого остается неизменной, не зависящей от исходной возрастной структуры реального населения, т. е. при $t \rightarrow \infty$

$$\frac{X^t}{\lambda_0^t} \rightarrow \alpha V^0 \text{ или } X^t \approx \lambda_0^t \alpha V^0, \quad (2.38)$$

где λ_0 — положительное собственное число матрицы Лесли L , описывающей процесс воспроизводства населения; V^0 — правый собственный вектор матрицы L , соответствующий λ_0 (стабильное население). (Математически результат А. Лотки вытекает из известной теоремы Перрона — Фробениуса [5].)

Из соотношения (2.38) следует, как справедливо замечает С. И. Пирожков [10], что «возрастная структура в стабильном населении эндогенна по отношению к заданному режиму, не вводится в модель извне, а формируется внутри нее».

Однако приближенное равенство (2.38) оказывается справедливым лишь для очень больших t . Так, некоторые авторы [1] утверждают, что процесс стабилизации может длиться свыше 500 лет. Разумеется, для столь длительного периода времени гипотеза о сохранении режима воспроизводства и основанный на ней вывод о стабилизации представляются сомнительными.

Большая продолжительность периода стабилизации связана с тем, что скорость стабилизации довольно мала. В рассматриваемой модели скорость стабилизации определяется отношением $|\lambda_1|/\lambda_0$, второго по абсолютной величине собственного числа матрицы L к наибольшему собственному числу. В [12] нами получена оценка скорости стабилизации в матричной модели воспроизводства населения. Показано, что для моделей с 15-летними возрастными

ми группами и шагом передвижки 15 лет скорость стабилизации γ близка к 0,5. Это означает, что величина, измеряющая разницу между реальным и стабильным населением на шаге t , имеет порядок γ^t , γ близка к 0,5. Этот результат весьма ограничивает возможность применения модели стабильного населения. Так, даже при $\gamma=0,4$ отклонение реального населения от стабильного уменьшится в 1000 раз примерно за 100 лет.

В связи с этим возникает необходимость уточнения классического соотношения (2.38). В это соотношение входит только наибольшее (положительное) собственное число матрицы L . Нетрудно показать аналитическими методами, что модули других собственных чисел могут быть близки к λ_0 . Это также подтверждается многочисленными расчетами на основе реальных статистических данных. Поэтому для более глубокого анализа процесса воспроизводства населения необходимо вводить в рассмотрение и другие собственные числа и соответствующие им собственные векторы матрицы Лесли. Путем преобразования исходного равенства (2.37) нами будет получено соотношение, позволяющее описывать процесс воспроизводства населения в течение небольших периодов времени, когда этот режим можно считать неизменным, а реальное население существенно отличается от стабильного.

Рассмотрим матричную модель динамики женского населения: $X' = L'X$. Введем в рассмотрение необходимые для дальнейшего изложения спектральные характеристики матрицы L .

Обозначим через λ_n , $n=0, \dots, \beta$ — собственные числа матрицы L ; через V^n , $n=0, \dots, \beta$ — правые собственные векторы; через g^k , $k=0, \dots, \beta$ — левые собственные векторы матрицы L , т. е.

$$LV^n = \lambda_n V^n, \quad g^k L = \lambda_k g^k, \quad n, k=0, \dots, \beta.$$

Заметим, что λ_n , $n=0, \dots, \beta$ определяются единственным образом, а V^n , g^k , $n, k=0, \dots, \beta$ — с точностью до положительной константы. Не умаляя общности, можно считать, что в рассматриваемых нами моделях собственные числа имеют кратность 1. Как отмечено в [6], случай кратных корней вряд ли имеет биологический смысл.

Доказательства используемых нами фактов из теории матриц можно найти в [5].

Легко проверить, что собственные векторы V^n , g^k имеют следующий вид:

$$V^n = C_n \begin{pmatrix} \lambda_n^{\beta} l_0 \\ \lambda_n^{\beta-1} l_1 \\ \vdots \\ \lambda_n^{\beta-j} l_j \\ \vdots \\ \lambda_n l_{\beta-1} \\ l_{\beta} \end{pmatrix},$$

$$g^k = d_k \left(\frac{1}{l_0} \sum_{m=0}^{\beta} \frac{\Phi_m l_m}{\lambda_k^m}, \frac{1}{l_1} \sum_{m=1}^{\beta} \frac{\Phi_m l_m}{\lambda_k^{m-1}}, \dots, \frac{1}{l_j} \sum_{m=j}^{\beta} \frac{\Phi_m l_m}{\lambda_k^{m-j}}, \dots, \Phi_{\beta} \right),$$

здесь c_n , d_k — положительные константы; $l_0 = 1$, $l_m = l_0 P_0 P_1, \dots, P_{m-1}$, $m=1, \dots, \beta$; P_i , $i=0, \dots, \beta$ — коэффициенты дожития.

Выберем C_n , d_n так, чтобы скалярное произведение (g^n, V^n) равнялось 1, тогда

$$c_n d_n = \frac{1}{\sum_{k=0}^{\beta} g_k^n V_k^n} = \frac{1}{\sum_{k=0}^{\beta} (k+1) \Phi_k l_k \lambda_n^{\beta-k}}.$$

Поскольку собственные векторы, соответствующие различным собственным числам, линейно независимы, набор $V^0, \dots, V^{\beta}$ можно взять в качестве базиса пространства $C^{\beta+1}$ (C — комплексная плоскость). Тогда произвольный вектор с комплексными компонентами Y (в дальнейшем мы будем рассматривать возрастные структуры населения, т. е. только векторы с вещественными компонентами) будет иметь вид

$$Y = \alpha_0 V^0 + \alpha_1 V^1 + \dots + \alpha_{\beta} V^{\beta},$$

где α_i , $i=0, \dots, \beta$ — некоторые коэффициенты.

Легко проверить, что $\alpha_i = (g^i, Y)$, $i=0, \dots, \beta$; здесь через $(\cdot)$ обозначено скалярное произведение. Таким образом, j -я компонента вектора Y имеет вид

$$y_j = \sum_{n=0}^{\beta} (g^n, Y) V_j^n = \sum_{n=0}^{\beta} \left(\sum_{v=0}^{\beta} g_v^n y_v \right) V_j^n.$$

Подставляя значения V^n , g^n , будем иметь

$$\begin{aligned} y_j &= \sum_n \sum_v d_n \frac{1}{l_v} \sum_{m=v}^{\beta} \frac{\Phi_m l_m y_v}{\lambda_n^{m-v}} c_n \lambda_n^{\beta-j} l_j = \\ &= l_j \sum_q G_q \sum_n \frac{\lambda_n^{q-j}}{\sum_k (k+1) \Phi_k l_k \lambda_n^{\beta-k}}, \end{aligned} \quad (2.39)$$

здесь через G_q обозначена $\sum_{m=0}^q \frac{y_m}{l_m} \Phi_{\beta-q+m} l_{\beta-q+m}$.

Воспользуемся для записи комплексных чисел тригонометрической формой, т. е. $\lambda_n = r_n (\cos \varphi_n + i \sin \varphi_n)$.

Поскольку нас интересуют возрастные структуры населения, т. е. векторы с вещественными компонентами, необходимо рассматривать лишь вещественную часть соотношения (2.39). Таким образом, для произвольного вектора с вещественными компонентами X

$$x_j = l_j \sum_q G_q \sum_n \frac{r_n^{q-j} (z_n \cos(q-j) \varphi_n + \bar{z}_n \sin(q-j) \varphi_n)}{z_n^2 + \bar{z}_n^2},$$

здесь

$$z_n = \sum_k (k+1) \Phi_k l_k r_n^{\beta-k} \cos(\beta-k) \varphi_n,$$

$$\bar{z}_n = \sum_k (k+1) \Phi_k l_k r_n^{\beta-k} \sin(\beta-k) \varphi_n.$$

И окончательно в матричной форме будем иметь

$$X = RG,$$

где

$$G = (G_q)_{q=0}^{\beta}, \quad G_q = \sum_{m=0}^q \frac{x_m}{l_m} \Phi_{\beta-q+m} l_{\beta-q+m},$$

Табли

Эволюция возрастной структуры женского населения Австрии в сопоставлении с приближен

Возрастные группы	0—4 года		5—9 лет		10—14 лет		15—19 лет	
Стабильное население	13,2		12,6		12,0		11,5	
Годы	Результат пере-движки	По формуле (2.40)	Результат пере-движки	По формуле (2.40)	Результат пере-движки	По формуле (2.40)	Результат пере-движки	По формуле (2.40)
1961	13,0	13,9	10,9	12,4	11,4	11,6	11,6	12,0
1966	13,2	13,9	12,3	12,8	10,4	11,6	10,9	10,9
1971	13,4	13,3	13,0	12,8	12,2	12,0	10,3	10,8
1976	13,1	12,9	12,8	12,6	12,6	12,3	11,8	11,5
1981	13,0	13,0	12,4	12,4	12,2	12,2	12,0	12,0
1986	13,2	13,3	12,4	12,4	12,0	12,0	11,8	11,8
1991	13,4	13,4	12,6	12,6	11,9	11,9	11,5	11,5
1996	13,4	13,4	12,7	12,6	12,0	12,0	11,4	11,3
2001	13,2	13,2	12,6	12,6	12,1	12,1	11,4	11,4
2006	13,2	13,2	12,5	12,5	12,1	12,1	11,6	11,6
2011	13,2	13,2	12,5	12,5	12,1	12,1	11,6	11,6

$$R = \left\{ l_j \sum_n \frac{r_n^{q-j} (z_n \cos(q-j) \varphi_n + \bar{z}_n \sin(q-j) \varphi_n)}{z_n^2 + \bar{z}_n^2} \right\}_{j,q=0}^{\beta}.$$

Поскольку $L'X = \alpha_0 L'V^0 + \alpha_1 L'V^1 + \dots + \alpha_{\beta} L'V^{\beta} = \alpha_0 \lambda_0^{\dagger} V^0 + \dots + \alpha_{\beta} \lambda_{\beta}^{\dagger} V^{\beta}$, получаем для X' следующую формулу:

$$X' = R'G,$$

$$\text{где } R' = \left\{ l_j \sum_n \frac{r_n^{q-j+t} (z_n \cos(q-j+t) \varphi_n + \bar{z}_n \sin(q-j+t) \varphi_n)}{z_n^2 + \bar{z}_n^2} \right\}_{j,q=0}^{\beta}.$$

Здесь компоненты вектора G' зависят от исходной возрастной структуры, а элементы матрицы R' выражаются с помощью характеристик режима воспроизводства и всех собственных чисел матрицы L .

Можно показать, что для рассматриваемых нами демографических моделей λ_0 близко к 1, а остальные собственные числа по модулю строго меньше 1 (подробное изложение вопроса о локализации собственных чисел матрицы Лесли содержится в [12]). Поэтому даже при небольших t будет справедливо следующее соотношение:

$$X' \approx R'_0 G', \quad (2.40)$$

ца 2.1

рии с режимом воспроизводства Австрии 1966—1972 гг. ием по формуле (2.40), в %

20—24 года		25—29 лет		30—34 года		35—39 лет		40—44 года	
11,0		10,6		10,1		9,7		9,2	
Результат пере-движки	По формуле (2.40)	Результат пере-движки	По формуле (2.40)	Результат пере-движки	По формуле (2.40)	Результат пере-движки	По формуле (2.40)	Результат пере-движки	По формуле (2.40)
11,4	12,8	9,2	12,4	10,6	10,0	12,8	7,4	9,1	7,5
11,0	11,2	11,0	11,9	8,8	11,5	10,0	9,3	12,4	6,9
10,8	10,1	10,9	10,4	10,9	11,1	8,6	10,7	9,9	8,7
10,0	10,4	10,4	9,7	10,6	9,9	10,5	10,6	8,3	10,2
11,2	11,1	9,5	10,0	9,9	9,4	10,0	9,6	9,4	10,2
11,5	11,5	10,8	10,8	9,1	9,7	9,6	9,1	9,6	9,3
11,3	11,3	11,1	11,0	10,4	10,3	8,7	9,3	9,1	8,6
11,0	11,0	10,8	10,8	10,6	10,5	9,9	9,8	8,3	8,8
10,8	10,8	10,4	10,4	10,2	10,2	10,0	10,0	9,3	9,3
11,0	11,0	10,4	10,4	10,0	10,0	9,8	9,8	9,6	9,5
11,1	11,1	10,5	10,5	10,0	10,0	9,6	9,6	9,4	9,4

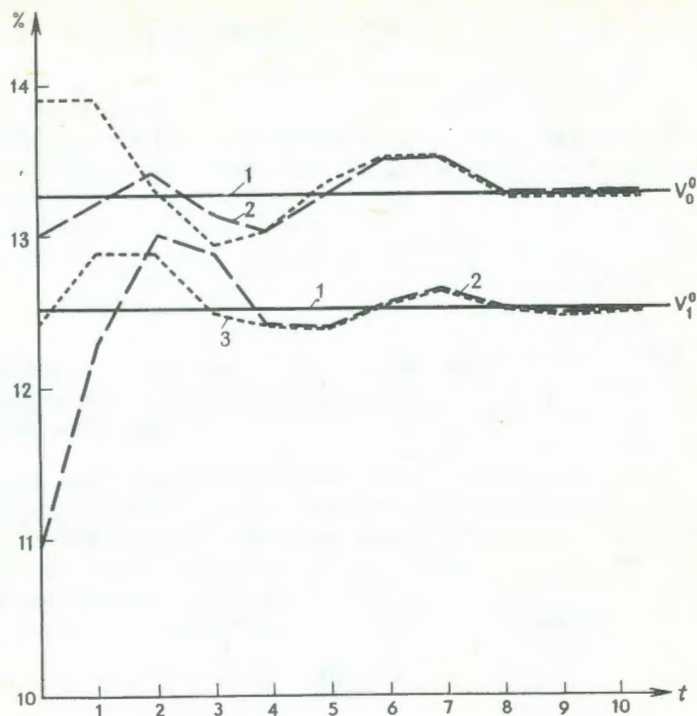


Рис. 2.1. Эволюция возрастной структуры женского населения Австрии с режимом воспроизводства Австрии 1966—1972 гг. в сопоставлении с приближением по формуле (2.40)
1 — стабильное население; 2 — результат передвижки; 3 — результат аппроксимации по формуле (2.40)

где элементы матрицы R_0^t отличаются от элементов матрицы R^t тем, что в них входят слагаемые, соответствующие трем наибольшим по модулю собственным числам $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2$ ($|\lambda_1| = |\lambda_2|$), т. е.

$$R_0^t = \left\{ l_j \left(\frac{\lambda_0^{q-j+t}}{z_0} + 2 \frac{r_1^{q-j+t} (z_1 \cos(q-j+t)\varphi_1 + \bar{z}_1 \sin(q-j+t)\varphi_1)}{z_1^2 + \bar{z}_1^2} \right) \right\}_{j,q=0}^B$$

Таким образом, элементы матрицы R_0^t состоят из стабильной составляющей и составляющей, отражающей волновую природу процесса стабилизации.

Подчеркнем, что формула (2.40) с высокой точностью справедлива и для небольших t , весьма отдаленных от момента стабилизации. Многочисленные расчеты на реальном материале также подтверждают, что формула

(2.40) дает хорошее приближение к реальной траектории движения населения.

Так, например, в табл. 2.1 приведено сравнение динамики реального женского населения Австрии и динамики, описываемой формулой (2.40); шаг передвижки — пять лет; элементы матрицы L для Австрии 1966—1972 гг. построены по данным [14]; в качестве исходной взята структура реального женского населения Австрии 1961 г. в возрасте до 45 лет (в %).

На рис. 2.1 изображено поведение первых двух компонент населения из табл. 2.1 (остальные компоненты ведут себя аналогично). Очевидно, что формула 2.40 дает хорошую аппроксимацию.

3. ЗАКОНОМЕРНОСТИ РОЖДАЕМОСТИ

3.1. Тенденция рождаемости в течение демографического перехода

3.1.1. Модель динамики рождаемости

Проблемы долгосрочного прогнозирования населения (особенно населения со сравнительно высоким уровнем рождаемости) в значительной степени связаны с построением эффективной модели, которая отражала бы долговременную тенденцию рождаемости, составляющую непрерывную фазу демографического перехода. Кажется естественным построение для этого эконометрической модели, связывающей тенденцию рождаемости с какими-либо объясняющими ее переменными (например, уровнем потребления или дохода на душу населения). Но такой подход не дает больших шансов на успех. Во-первых, трудно обосновать выбор конкретных объясняющих переменных из большого возможного их набора. Не существует единого мнения о том, какие именно из социально-экономических показателей могли бы играть роль таких переменных (см. [13, с. 94—96]). Во-вторых, трудно обеспечить достоверность и сопоставимость статистической информации о таких переменных за все время демографического перехода. Это особенно относится к переменным, характеризующим социальную структуру, хотя именно их логичнее считать объясняющими. В-третьих, объяснение тенденции рождаемости путем сопоставления лишь собственно демографических характеристик дает лишь поверхностное толкование закономерностей перехода, не раскрывая его механизма. С этой точки зрения неприемлема, например, интерпретация снижения уровня рождаемости как реакции на снижение уровня младенческой смертности (что предлагается в ряде моделей), поскольку при этом неявно предполагается определенный механизм регулирования деторождения, существование которого еще нуждается в доказательстве.

Иногда параметры подобного рода эконометрической модели оцениваются на базе временных рядов, явно меньших по длительности, чем фазы демографического перехода. Такие оценки скорее всего окажутся неудачными не только для экстраполяции, но и при определении роли

объясняющих переменных, поскольку могут скрыть или исказить долговременную тенденцию. Основные изменения рождаемости выражаются в медленных изменениях таких характеристик, как идеальное или желаемое число детей, средний возраст вступления в брак и др., параметров демографического поведения поколений, практически неизменных для каждой реальной когорты [6, с. 32]. Текущие изменения наблюдаемых демографических показателей испытывают также влияние более быстро (от года к году) меняющихся обстоятельств, конъюнктуры. Искажения долговременной тенденции вследствие относительно быстрых (в сравнении с демографическим переходом) составляющих ставят под сомнение надежность оценок параметров модели. Предположение о функциональной зависимости быстро меняющихся экономических переменных и медленно меняющихся характеристик демографического поведения вряд ли может служить объяснением долговременной тенденции демографического перехода, а скорее лишь создаст иллюзию регулирующего воздействия со стороны учтенных моделью факторов.

Но если в модели, предназначенной для долгосрочного прогноза, приходится отказаться в силу изложенного от непосредственного включения переменных, отражающих социально-экономические факторы рождаемости, то единственный путь — попытаться моделировать сам процесс изменения рождаемости. Это путь моделирования изменения репродуктивного поведения последовательных поколений.

Простейшая агрегированная модель такого рода предложена в [3]. Переход от одного типа рождаемости (типа репродуктивного поведения) к другому представляется в модели по аналогии с миграционной мобильностью, интенсивность которой интерпретируется как интенсивность подражания той части населения, которая уже перешла к новому типу рождаемости. В. К. Горбуновым ([7]; см. также главу 1 книги) построена общая демо-экономическая модель, связывающая параметры этого подражательного процесса с характеристиками социально-экономического развития.

Гипотеза о характере распространения нового типа рождаемости, конкретизированная в [3,7], заключается в том, что каждое последующее поколение воспринимает новый тип демографического поведения, ориентируясь на опыт предшествующих ему поколений. Тенденция демографического перехода, охватывающая постепенно все большую часть населения, сравнительно краткосрочные

и случайные факторы, а также миграционные изменения создают многообразие форм демографического поведения предшествующих поколений. Процесс распространения нового типа рождаемости выступает как процесс направленного отбора, делающий более вероятными те переходные формы, которые в конечном счете ведут к установлению нового типа воспроизводства населения [5, с. 39]. Иначе говоря, каждое последующее поколение подражает в демографическом поведении лишь части предшествующих поколений, а именно с большей вероятностью воспринимает те варианты поведения, которые в большей мере соответствуют новому типу рождаемости. Социально-экономические факторы, определяющие тенденцию рождаемости в течение демографического перехода, оправдывают существование такого механизма подражания и отбора, хотя и не воздействуют прямо на демографические характеристики. Они могут привести только к сравнительно краткосрочным изменениям демографических характеристик, которые вызывают дальнейшие следствия уже в рамках механизма подражания и отбора. Это тем более относится к факторам, определяющим различие между желаемым и фактическим числом детей.

Подражание предшествующим поколениям и направленный отбор краткосрочных изменений параметров рождаемости, лишь частично передающий их следующему поколению, и выражают механизм долговременной тенденции рождаемости. Такое толкование воспроизводства долговременной тенденции рождаемости соприкасается также с гипотезами, в соответствии с которыми изменения сравнительной численности возрастных групп отражаются в общих характеристиках демографического поведения реальных поколений [23]. Положение здесь аналогично интересному эффекту, отмеченному Р. Д. Ли [14, с. 85]: малые, не направленные изменения параметров воспроизводства населения вызывают резонанс, поддерживающий основные колебания возрастной структуры. Иначе говоря, сравнительно быстрые изменения (происходящие от года к году) вносят случайную составляющую, «шум» в движение демографических переменных, тенденция которых определена распространением нового типа рождаемости, следующим от поколения к поколению.

Гипотеза о распространении нового типа рождаемости в течение демографического перехода как о направленном процессе подражания и отбора может быть формализована различным образом. Далее предлагается одна из формализаций, выраженная через распределение женщин реальной

когорты по числу детей, рожденных ими к концу репродуктивного периода. Пусть $z(t)$ — плотность такого распределения применительно к когорте (реальному поколению), рожденной в год t ; $z(k, t) = z_k(t)$ означает долю женщин, родивших в течение жизни $k-1$ ребенка. Аналогично $\zeta(t)$ — плотность распределения этой когорты по желаемому числу детей. Введение этого распределения, вообще говоря, не означает допущения о сознательном планировании числа детей: отсутствие такого планирования выражается сосредоточением ζ (но не z) на максимальной координате. В расчетах оба распределения представлялись 16-мерными векторами.

Аналогично описывается распределение женщин когорты по фактическому $zg(t)$ и желаемому $\zeta g(t)$ числу детей, рожденных их матерями к концу репродуктивного периода. Распределения относятся к календарному году и представляют условное поколение, предшествующее реальному поколению, рожденному в этот же год. Для простоты предполагается однополая модель.

Пусть $P(t, x)$ — численность населения одногодичной возрастной группы $(x, x+1)$, измеренная на начало календарного года t , а $F(t, x)$ — элементы первой строки матрицы Лесли, т. е. приведенные к началу календарного года возрастные коэффициенты рождаемости (см., например, [2, с. 60—61]). Тогда веса запаздывания $v(t, x) = PF$ образуют соотношение

$$zg(t) = V(t) \sum_{(x)} z(t-x-1) Kv(t, x), \quad (3.1)$$

связывающее распределение данного и предшествующего ему поколений. Здесь K — диагональная матрица $K = \text{diag}(0, 1, 2, \dots)$, а множитель $V(t)$ введен для нормирования, т. е. для обеспечения равенства $\sum_{(k)} zg_k = 1$. Если из соотношения (3.1) исключить целочисленное взвешивание, то это равенство опишет распределение рождающего контингента календарного года t по числу рождений к концу репродуктивного периода.

Различие между плотностями распределений по фактическому и по желаемому числу рождений обуславливается возрастным распределением смертности, характеристиками здоровья населения, возрастным распределением брачности и практикой контрацепции. Простая гипотеза сводится к предположению о независимости указанных обстоятельств от текущего года, т. е. об их предопределенности годом рождения когорты. Тогда можно ввести стохастическую матрицу $Q(t)$, такую, что $z = \zeta Q$. Таким образом, в роли

быстро меняющихся переменных модели, связанных с календарным годом, остаются только веса распределенного запаздывания в равенстве (3.1). Вектор плотности распределения когорты, рожденной в году t , по числу детей желаемому родителями (матерями) этой когорты, выражается равенством

$$\zeta g(t) = W(t) \sum_{(x)} \text{diag} [\zeta(t-x-1)] Q(t-x-1) Klv(t, x). \quad (3.2)$$

Здесь I — вектор, все координаты которого — единицы. Вес каждой компоненты ζ_k соответствует фактическому числу рождений при желаемом числе, равном $k-1$. Множитель $W(t)$ введен для нормирования вектора плотности.

Общая гипотеза о механизме распространения нового типа демографического поведения заключается в предположении о подражании поколения, рожденного в году t , как опережающему его на год поколению, рожденному в году $t-1$, так и предшествующему ему поколению родителей. В первом случае принимается во внимание только распределение по желаемому числу, во втором — как по желаемому, так и по фактическому числу детей, отражившему опыт поколения родителей. Во втором случае объект подражания упрощенно может быть описан выпуклой комбинацией

$$\Theta(t) = CFzg(t) + (1-CF)\zeta g(t), \quad (3.3)$$

где CF — параметр модели, лежащий в интервале $(0, 1)$. Он отражает сравнительно краткосрочную и случайную составляющую в динамике рождаемости как фактор, который может быть принят во внимание при подражании и отборе последующими поколениями. Если бы $CF=0$, то в однородном населении с традиционным высоким уровнем рождаемости (плотность ζ сосредоточена на максимальной координате) не было бы обеспечено разнообразия типов демографического поведения как потенциальных объектов подражания, и процесс распространения нового типа рождаемости вообще не имел бы места.

Направление процесса изменения типа рождаемости определяется общими факторами, обеспечивающими привлекательность низкого уровня рождаемости в социальном и экономическом отношении. В результате подражания предшествующим поколениям и отбора не может быть избрано желаемое число детей, большее, чем в контингентах, служащих объектом подражания, хотя совпадение с ним вполне допустимо. Конкретная гипотеза о подражательном процессе заключается в предположении, что плотность

$\zeta(t)$ — это плотность минимума случайных величин, представляющих объекты подражания, а именно имеющих плотности $\Theta(t)$ и $\zeta(t-1)$. Эта гипотеза формализуется соотношением

$$\zeta(k, t) = \zeta(k, t-1)\Theta(k, t) + \zeta(k, t-1) \sum_{j>k} \Theta(j, t) + \Theta(k, t) \sum_{j>k} \zeta(j, t-1). \quad (3.4)$$

Уравнение (3.4) описывает динамику медленно меняющихся демографических переменных и не означает, что изменение демографического поведения когорты происходит в течение одного года. Каждое следующее реальное поколение модифицирует демографическое поведение предыдущего на протяжении всей жизни, а уравнение (3.4) лишь предопределяет конечный результат.

Гипотеза (3.4) по существу представляет собой предположение о направленном уменьшении различий в демографическом поведении поколений. Она не противоречит общей предпосылке об отборе из различных вариантов демографического поведения, отдающем предпочтение тем вариантам, которые в большей степени соответствуют современному типу рождаемости. Численные эксперименты с некоторыми моделями, основанными на гипотезе (3.4), показывают, что она обеспечивает правдоподобную длительность фазы изменения рождаемости в процессе перехода, а также близость моделируемых распределений по числу детей и фактически наблюдаемых распределений на разных этапах демографического перехода. Во всяком случае она может пониматься как гипотеза о варианте наиболее медленного изменения рождаемости, причем можно показать, что практически любые экзогенные воздействия на процесс, увеличивающие многообразие промежуточных типов демографического поведения, т. е. увеличивающие неоднородность моделируемого населения, увеличивают и скорость процесса изменения рождаемости.

Гипотеза (3.4) может быть включена в различные модели демографической динамики (см. примеры в параграфе 3.1.2). Для упрощения процесс (3.1) — (3.4) сначала численно реализован в чистом виде, исключаящем воздействия воспроизводства возрастного состава населения. Для этого распределенные запаздывания в равенствах (3.1) и (3.2) заменены фиксированным средним лагом. Результаты этой реализации, характеризующие скорость изменения рождаемости и промежуточные типы распределений по числу детей, представлены в табл. 3.1—3.2 и на рис. 3.1—3.2.

Далее приведено общее утверждение об асимптотических значениях характеристик рождаемости, к которым сходится процесс (3.1) — (3.4). Асимптотическая плотность распределения по числу рождений не зависит от изменения с течением времени возрастного состава населения и от распределения рождаемости по возрастам, но зависит от динамики матрицы преобразований желаемого числа детей в фактическое. В заключение демонстрируется приложение гипотезы отбора к стандартной модели воспроизводства населения типа модели Лесли — возникающие в этой связи дополнительные проблемы и пути их решения. Использование модели иллюстрируется на условном примере, относящемся к населению, только вступающему в фазу изменения рождаемости в процессе перехода. На рис. 3.3 и 3.4 изображены прогнозная динамика параметров воспроизводства моделируемого населения и прогнозируемое изменение коэффициентов рождаемости условного поколения.

Средний лаг LAF , заменяющий распределенное запаздывание, лежит, очевидно, в диапазоне длины поколения — 22—29 лет. Уравнения (3.1) — (3.4) полностью определяют динамику модели, если известно движение матрицы преобразований. В простейшем случае предполагается линейная зависимость этой матрицы от времени:

$$Q(t) = \left(1 - \frac{t-LAF}{LC}\right)C + \frac{t-LAF}{LC}I \quad (3.5)$$

при $LAF \leq t \leq LC + LAF$. Здесь I — единичная матрица, а C — матрица преобразований желаемого числа рождений в фактическое, соответствующая традиционному типу рождаемости. Параметр модели LC означает длительность периода, в течение которого практически устраняются различия между желаемым и фактическим числом рождений, характерные для традиционного типа воспроизводства населения. Матрица C построена с помощью микроимитационной модели рождаемости [4, с. 68—74], аналогичной модели С. Иноуэ [11], при предположениях о ранней брачности и практически полностью неэффективной контрацепции.

3.1.2. Численные эксперименты на модели

Результаты численной реализации процесса (3.1) — (3.5) при различных значениях параметров модели приведены в табл. 3.1. Табл. 3.2 и рис. 3.1—3.2 иллюстриру-

ют процесс с параметрами $CF=0,1$, $LC=75,0$, $LAF=25$ лет.

Таблица 3.1.

Зависимость скорости уменьшения среднего числа рождений от параметров модели (3.1) — (3.5).

Число лет, за которые среднее число рождений уменьшится до заданной величины

«Быстрый» демографический переход: параметр $LC=25$ лет *.

Параметр CF	0,1	0,4	0,7	1,0
Среднее желаемое число рождений $\bar{c}$:	Число лет			
4,0**	60—65	47—50	44—47	45—48
3,0	73—78	62—67	61—65	63—66
2,0	91—98	82—87	82—88	89—94
1,0	140—150	134—144	139—149	154—166

«Медленный» демографический переход: параметр $LC=100$ лет.

Среднее желаемое число рождений $\bar{c}$:	Число лет			
4,0	61—66	49—52	47—50	56—59
3,0	75—81	65—70	67—71	82—86
2,0	95—103	86—93	92—98	113—119
1,0	148—160	142—153	151—160	178—189
Среднее фактическое число рождений $\bar{c}$:				
4,0	80—83	76—78	78—79	84—85
3,0	90—93	87—89	88—90	95—96
2,0	99—103	97—99	99—100	113—119
1,0	148—160	142—153	151—160	178—189

* В этом случае скорость изменения среднего желаемого числа рождений практически совпадает со скоростью среднего фактического числа рождений.

** Левое число в каждой клетке таблицы соответствует среднему лагу $LAF=24$ года, правое — $LAF=27$ лет.

В нашей стране суммарный коэффициент рождаемости условного поколения 1896/97 г. соответствовал традиционному высокому уровню рождаемости. Когорты, вступившие в брак около 1960 г., были, по-видимому, первыми, определившими желаемое число рождений вблизи двух [15, с. 36—37]. Таким образом, вся фаза уменьшения уровня рождаемости от традиционного высокого до среднего желаемого числа рождений, близкого к двум, заняла около 75 лет. Переход от среднего желаемого числа рождений

Таблица 3.2.

Некоторые плотности распределений по желаемому числу детей

Варианты расчета

- А. Полученные обследованием НИИ ЦСУ в 1972 г. [15, с. 26—27]
 А1 — городское население 2-й этнодемографической группы
 А2 — белорусы, все население
 А3 — таджики, все население
- В. Полученные по модели (3.1)—(3.5)
 В1 — 100-й год моделируемого периода
 В2 — 90-й год моделируемого периода
 В3 — 60-й год моделируемого периода

Число детей	Частота $\times 10^3$ по вариантам расчета					
	А1	В1	А2	В2	А3	В3
0	25	0	20	0	14	0
1	217	178	140	77	27	7
2	605	707	518	485	112	54
3	125	121	212	410	134	159
4	19	1	69	28	194	348
5	6	0	29	0	160	341
6+	3	0	12	0	359	91
Среднее число детей	1,93	1,943	2,31	2,389	5,00	5,210
Среднее квадратичное отклонение	0,774	0,544	1,022	0,669		2,301

$\bar{\zeta}=4$ к $\bar{\zeta}=3$ занял около 15 лет, от трех к двум — около 20 лет [15, с. 36—37]. Модель (3.1)—(3.5) с фиксированным запаздыванием демонстрирует несколько меньшую скорость в начальный период изменения рождаемости и примерно такую же в дальнейшем (см. табл. 3.1). Эта скорость мало зависит от параметра LC , отражающего внешние факторы тенденции рождаемости, или от среднего лага, но существенно зависит от параметра CF . При современном типе рождаемости, когда фактическое число рождений может превышать желаемое, высокое значение параметра CF тормозит процесс, а при высоком уровне рождаемости, напротив, ускоряет его. Произвольно принимаемое здесь постоянство этого параметра на протяжении перехода сказывается на скорости моделируемого изменения рождаемости.

В табл. 3.2 полученные моделью (3.1)—(3.5) плотности распределений по желаемому числу рождений $\zeta(t)$ сравниваются с имеющими такое же среднее значение

фактическими распределениями по ожидаемому числу детей, полученными обследованием НИИ ЦСУ в 1972 г. [15, с. 26—27]. Моделируемое распределение всегда унимодальное, за исключением первых 2—3 десятилетий моделируемого периода. Распределение по фактическому числу рождений, однако, значительно дольше сохраняет два максимума плотности и высокую дисперсию (см. рис. 3.1 и 3.2). Фактические распределения по ожидаемому числу детей обладают существенно большей дисперсией, чем моделируемые, и, наверное, дольше не приходят к унимодальности. Причина, по-видимому, в том, что модель описывает население, которое первоначально является однородным с точки зрения демографического поведения, а в дальнейшем приобретает неоднородность только вследствие предусмотренного моделью появления промежуточных форм демографического поведения поколений вследствие отличий желаемого числа рождений от фактического. Реальный же демографический переход не только в начальные годы, но и в течение всех фаз изменения рождаемости помимо различий между поколениями испытывает влияние различий в демографическом поведении территориальных, социальных и национальных групп населения. Увеличение многообразия вариантов демографического поведения в силу предпосылок модели сообщает дополнительное ускорение процессу распространения нового типа рождаемости.

Можно предположить, что тип рождаемости, формирующийся при завершении демографического перехода, будет характеризоваться близостью фактического и желаемого числа детей, т. е. матрица преобразований $Q(t)$ станет мало отличаться от единичной матрицы. В этом предположении предельные (асимптотические) показатели рождаемости, к которым сходится процесс (3.1)—(3.4), не зависят от конкретного вида модели воспроизводства возрастного состава населения и от изменений возрастного распределения рождаемости. Доказывается, что практически в любом случае процесс (3.1)—(3.4) приводит к среднему желаемому числу рождений, несколько меньшему единицы. При этом сохраняются лишь два варианта демографического поведения, соответствующие рождению одного ребенка или отсутствию деторождения.

Более строго, справедливо следующее утверждение. Пусть l — минимальный из номеров координат вектора $z(t)$, такой, что координата $z(l, t)$ не совпадает с нулем в начальном распределении. Тогда асимптотическим для разностного процесса (3.1)—(3.4) окажется распределе-

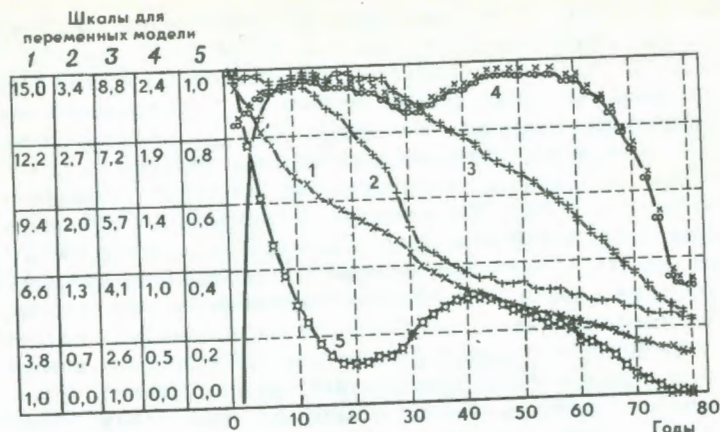


Рис. 3.1. Динамика основных характеристик рождаемости, полученная по модели

1 — средний уровень желаемого числа рождений; 2 — среднее квадратическое отклонение желаемого числа рождений; 3 — средний уровень фактического числа рождений; 4 — среднее квадратическое отклонение фактического числа рождений; 5 — расстояние между векторами плотности распределений по фактическому и желаемому числу рождений, измеренное как положительная разность $\sum_{k=1}^n [z_k - c_k]^+$.

Каждая из переменных модели представлена на графике в своей шкале

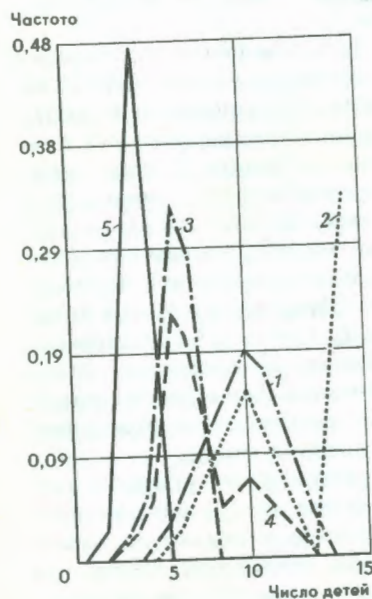


Рис. 3.2. Плотности распределения женщин по числу рожденных детей, полученные по модели

1 — распределение по фактическому числу рождений, год 0; 2 — распределение по желаемому числу рождений, год 10; 3 — распределение по желаемому числу рождений, год 50; 4 — распределение по фактическому числу рождений, год 50; 5 — распределение по фактическому числу рождений, год 80

ние, задаваемое равенством $z_i = 1 - z_1$. Доказательство приведено в [4, с. 23—25].

Практически невероятно, чтобы в завершающей фазе демографического перехода оказался полностью исключенным вариант демографического поведения, ориентированный на единственное рождение. Если принимается этот тип поведения, т. е. $l=2$, то в силу предпосылок модели он необходимо становится предпочтительным для отбора и сохраняется в асимптотическом распределении практически как единственно возможный.

Однако в более общих моделях, основанных на гипотезе (3.4), сходимость к среднему уровню рождаемости $1 - z_1 \approx 1$ может быть нарушена. Если распределения по желаемому числу рождений мало отличаются от поколения к поколению, то существенную роль приобретают более краткосрочные экономико-демографические взаимодействия. Это воздействия демографической политики, изменения, связанные с миграционным движением, динамикой социальных групп, изменениями брачности и др. Взаимодействия таких факторов с тенденцией рождаемости могут быть многообразны и по-разному сочетаться с механизмом отбора. Поэтому неопределенно долгое поддержание рождаемости на среднем уровне 1—2 ребенка (эта фаза весьма длительна в любой численной реализации модели) вполне возможно и не противоречит гипотезе (3.4). Для этого достаточно, чтобы перечисленные факторы были направлены исключительно на ограничение такого типа демографического поведения, который приводит к одному рождению (учитывая притягательность этого типа в процессе подражания). Стимулирование числа рождений, большего, чем два, судя по модели, менее эффективно, поскольку этот тип поведения с большей вероятностью отвергается последующими поколениями.

Совмещение модели тенденции рождаемости (3.1) — (3.4) с обычной моделью воспроизводства возрастного состава населения (модель Лесли) предполагает решение по крайней мере двух задач. Во-первых, необходимо построить преобразование распределения по желаемому числу детей в возрастные коэффициенты рождаемости реального поколения. Во-вторых, по возрастным коэффициентам рождаемости реального поколения надо вычислить текущие значения первой строки матрицы Лесли, относящиеся к условному поколению.

Если считать, что распределение рождений реальной когорты по возрасту независимо от других когорт (исключая зависимость суммарных характеристик, определенную

описанной уже моделью), то решение первой задачи становится сравнительно простым, а вторая задача — чисто технической. С более общей точки зрения можно считать, что таким образом вычисляются лишь потенциальные коэффициенты рождаемости когорт, отклонения от которых — следствия сравнительно быстрых изменений демографических переменных, особенностей календарного года, текущих соотношений, складывающихся в условном поколении (например, изменений сравнительной численности возрастных групп). Эти эффекты должны быть описаны специальными моделями.

В принципе построение возрастных коэффициентов рождаемости реального поколения, так же как и согласованное с ним преобразование распределения по желаемому числу детей в распределение по фактическому числу рождений, может быть произведено с помощью микроимитационной модели рождаемости [4, 12], обращение к которой должно осуществляться перед каждой передвижкой возрастного состава населения на год. Таким образом могут быть учтены также сравнительно краткосрочные факторы, на которые уже обращалось внимание, в частности особенности демографической политики, меняющиеся от года к году.

Однако многократная реализация микроимитационной модели требует больших ресурсов ЭВМ. Именно поэтому приходится ограничиться введением матрицы $Q(t)$ в качестве приближения преобразования распределения по желаемому числу детей в распределение по фактическому числу детей. Матрица строится с помощью микроимитационной модели предварительно (каждая строка отдельно при постоянном желаемом числе детей). Помимо простой гипотезы о линейном изменении матрицы во времени (3.5) возможны различные варианты задания ее движения, в частности матрица $Q(t)$ может зависеть также от экзогенных переменных, связанных с конкретным моментом времени. Для решения задачи аналитической аппроксимации возрастных коэффициентов рождаемости реального поколения по известным суммарным характеристикам, найденным с учетом матрицы преобразований, удобно воспользоваться разложением, предложенным Э. Дж. Коуплом и Дж. Трасселом [18]. Предлагается равенство

$$\varphi(x, t) = H(t) \cdot G(x, t) \varphi_n(x) \exp[-h(t) \nu(x)], \quad (3.6)$$

имеющее два параметра: $H(t)$ и $h(t)$. Здесь $\varphi(x, t)$ — возрастные коэффициенты рождаемости когорты, рожденной в году t . Заранее заданные (табулированные) функции

$\varphi_n(x)$ и $\nu(x)$ определяют максимальный уровень рождаемости в браке при отсутствии контроля и возможную интенсивность контроля над рождаемостью. Таким образом, оба параметра — H и h — это характеристики уровня фактической рождаемости в сравнении с максимально возможным при данной брачности. Функция $G(x)$ в разложении (3.6) — доля женщин когорты, когда-либо состоявших в браке. В качестве модели этого возрастного распределения в [18] предложена специальная аналитическая кривая (двойная экспоненциальная функция), имеющая два подлежащих оцениванию параметра. В работе И. П. Ильиной [10, с. 131] приведены оценки этих параметров для когорт женщин РСФСР. Параметры функции $G(x)$, интерпретируемые как средний возраст и возрастная дисперсия вступления в первый брак, можно считать экзогенными переменными модели тенденции рождаемости.

Параметры H и h в разложении (3.6) можно рассчитывать по двум суммарным характеристикам: среднему уровню рождаемости

$$\bar{z}(t) = \sum_{(k)} (k-1) z(k, t) = \sum_{(x)} \varphi(x, t) \quad (3.7)$$

и среднему возрасту деторождения в реальном поколении. Последняя величина является монотонной функцией h , поэтому соответствующее уравнение легко решается. В этом случае средний возраст деторождения становится еще одной экзогенной переменной модели, динамика которой в случае прогнозных расчетов нуждается в дополнительных гипотезах. В приведенном ниже примере параметр H фиксирован, а h находится из решения уравнения (3.7) по суммарному коэффициенту рождаемости, определенному моделью тенденции рождаемости.

На основе модели (3.1) — (3.5), связанной с моделью воспроизводства возрастного состава населения зависимостями (3.6) и (3.7), проведен экстраполяционный прогнозный расчет на условном примере. Начальным годом экстраполяции принят 1979 г. Начальное распределение населения по возрастам совпадает с фактическим распределением населения одного из относительно замкнутых в миграционном отношении и однородных по национальному признаку регионов Средней Азии. Возрастное распределение смертности фиксируется на уровне таблицы смертности населения Узбекской ССР 1973/74 г. [1, с. 19]. Шаг модели по времени равен одному году — начальные данные предварительно интерполированы с помощью сплайнов [4, с. 44—47].

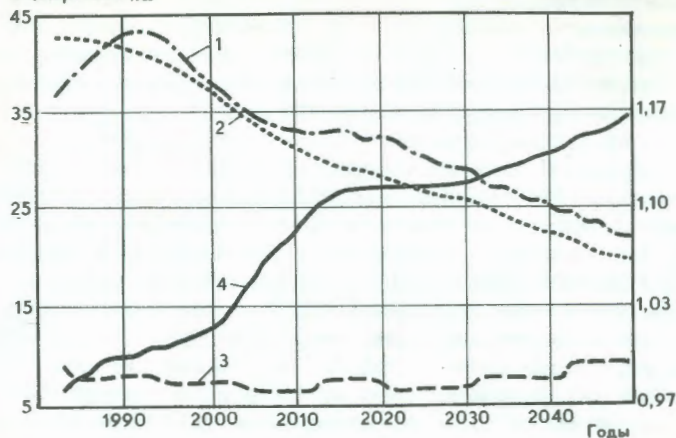


Рис. 3.3. Экстраполяция характеристик воспроизводства населения по модели

1 — общий коэффициент рождаемости; 2 — общий коэффициент рождаемости стабильного населения; 3 — общий коэффициент смертности; 4 — потенциал демографического роста (по П. Венсану)

Возрастные коэффициенты рождаемости, ‰

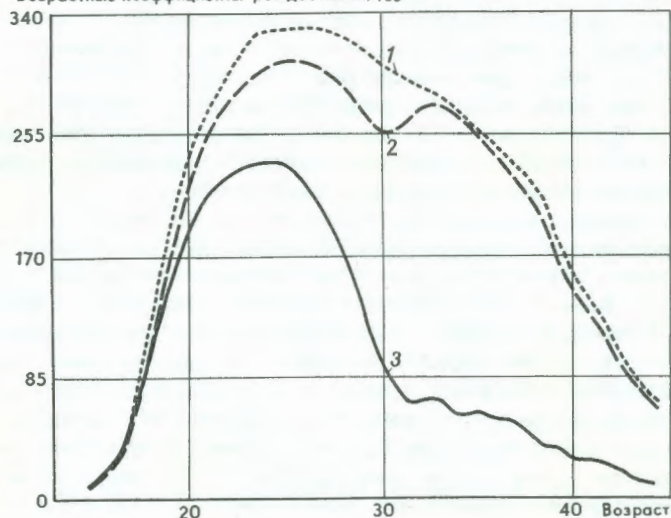


Рис. 3.4. Динамика возрастных коэффициентов рождаемости условного поколения по модели:
1 — 1980 г.; 2 — 1995 г.; 3 — 2040 г.

Условно предполагается, что рождаемость всех когорт вплоть до когорты 1964 г. рождения (вступающей в репродуктивный период в 1979 г.) характеризуется высоким уровнем и полной однородностью: желаемым считается максимально возможное число рождений. Предполагается также, что будет быстро достигнута близость желаемого и фактического числа рождений ($LC=30$ лет) в сочетании с ускорением подражательного процесса в начальной фазе ($CF=1,0$).

Результаты расчетов иллюстрируют рис. 3.3 и 3.4. Скорость уменьшения суммарного коэффициента рождаемости оказывается больше, чем при фиксированном запаздывании (сравните табл. 3.1): средний уровень рождаемости, равный трем, достигается за 65 лет (когорта рождения 2015 г.), двум — за 75 лет (2040 г.). Однако и в этом случае картина в целом представляется правдоподобной, только если принять ее как медленный вариант перспективного изменения параметров воспроизводства населения. Фаза низкого среднего уровня рождаемости (суммарный коэффициент рождаемости равен 1—2) весьма длительна и занимает около 120 лет. Возрастная структура населения при таком варианте демографического перехода остается относительно молодой, о чем свидетельствует низкий уровень общего коэффициента смертности и неуклонное возрастание потенциала демографического роста (рассчитанного по П. Венсану [2]). В связи с движением возрастного состава уменьшения численности населения на протяжении ближайших 150 лет произойти не может, несмотря на понижение среднего уровня рождаемости ниже грани простого воспроизводства.

Неоднородность демографического поведения поколений в данном примере наиболее ярко проявляется через 20—25 лет после начала процесса изменения рождаемости — дисперсия возрастного распределения рождаемости увеличивается. Интересное проявление отличий в демографическом поведении поколений — деформация возрастных коэффициентов рождаемости условного поколения (рис. 3.4). Период наибольших отличий в рождаемости когорт оказывается и периодом наибольшей скорости снижения уровня рождаемости условного поколения.

Как отмечалось, модель тенденции рождаемости, заданная системой разностных уравнений (3.1) — (3.4), может сочетаться с различными моделями воспроизводства населения. Центральное место занимает гипотеза (3.4), в соответствии с которой каждое поколение выбирает лишь те альтернативы демографического поведения пред-

шествующих поколений, которые не увеличивают желаемого числа детей. Эта гипотеза обеспечивает наиболее медленный вариант тенденции рождаемости демографического перехода. Интерес для дальнейшего изучения поэтому представляют различные аспекты ускорения демографического перехода при сохранении гипотезы (3.4). Ускорение может достигаться в связи с внешним влиянием на население, находящееся в процессе перехода, экзогенным расширением многообразия альтернатив демографического поведения, увеличением неоднородности населения. Другая интересная проблема — вопрос об изменении тенденции рождаемости в фазе современного типа воспроизводства населения под воздействием демографической политики.

3.2. Имитационная модель демографического развития семьи

3.2.1. Семья как объект демографического моделирования

Все демографические события либо происходят в семьях, либо тесно связаны с их составом и величиной. В современных демографических исследованиях наблюдается отчетливое стремление вскрыть эту связь, вводя семейный фактор в описание и анализ отдельных компонентов воспроизводства населения. В то же время заметна тенденция рассматривать жизненный цикл семьи и воспроизводство семей в целом как процесс, синтезирующий все частные демографические процессы. Последнее направление демографического анализа становится актуальным, поскольку, с одной стороны, демографический переход связан с изменением структуры и функций семьи, с другой — изменения семьи становятся все более важными для планирования и прогнозирования.

С точки зрения демографического анализа семья — сложный объект, поскольку жизненный цикл семей с момента образования до неизбежного распада формируется под влиянием всех демографических процессов одновременно — брачности, рождаемости, смертности и прекращения браков. Причем, рассматриваемые в совокупности, эти процессы уже не могут считаться независимыми. Известна, например, связь между брачностью и смертностью, между разводимостью и рождаемостью и т. д. Семья, с одной стороны, условие, с другой — результат воспроизводства населения. Поэтому изучение закономерностей ее развития представляет собой одну из важных

задач социально-демографического исследования. В связи с этим приобретает первостепенное значение проблема выбора адекватных методических средств такого изучения.

До тех пор пока объектом исследования было лишь ограниченное число признаков (пол, возраст, брачное состояние), демографические процессы изучались преимущественно на макроуровне, т. е. для населения в целом и отдельных более или менее крупных его подгрупп. Соответственно в макромоделах задавалась некоторая структура населения и вероятности (доли) наступления определенных демографических событий в каждой группе или населении в целом. Примером могут служить перспективные расчеты численности и возрастно-полового состава населения путем передвижки его по возрастам, в которых учитываются, как правило, лишь вероятности смерти и рождения, зависящие от возраста.

Когда же потребовалось исследовать новые факторы: демографическое поведение (в частности, намерения родителей относительно числа детей), биологические компоненты воспроизводства населения (вероятность зачатия, длительность ановулярного цикла, различные исходы беременностей), а в число демографических переменных включить кроме возраста и пола очередность рождения, интервалы между рождениями и др., то взаимосвязанное изучение всех этих компонентов на макроуровне оказалось практически невозможным. Для того чтобы одновременно учесть их в модели, нужно было бы знать вид совместных распределений по всем этим признакам и работать с гигантскими объемами данных. К тому же для большинства таких совместных распределений не было фактических данных. Оказалось удобнее исследовать эти компоненты на микроуровне, т. е. для отдельных индивидов или семей.

В микромодеи объектом моделирования служит история жизни индивида или семьи. Вступление в брак, зачатие, рождение ребенка, прекращение брака, смерть учитываются здесь не в виде одновременного наступления таких событий в жизни ряда людей, находящихся в том или ином состоянии (возрасте, брачном состоянии и др.), а как последовательность независимых событий в жизни отдельного индивида. Структуру же населения и общие характеристики демографического процесса получают путем суммирования данных об историях жизни индивидов. Поскольку для отдельного индивида каждое из этих событий можно рассматривать как случайное, удобным средством для их совместного изучения стали стохастические

модели. В отличие от детерминистских моделей, в которых в качестве вероятности какого-либо демографического события рассматривается доля людей в населении, с которыми это событие происходит, а число таких событий определяется произведением этой доли и числа людей, подверженных риску события, в стохастических моделях каждое демографическое событие рассматривается как случайная величина, подчиняющаяся заданному распределению вероятностей, а соответствующее число событий определяется на основании многократной реализации этой случайной величины с учетом свойств ее распределения. Демографический процесс в целом представляется как множество случайных событий, наступление которых происходит с определенными вероятностями. Закономерность, свойственная процессу, проявляется, таким образом, лишь в среднем, при достаточно большом числе случаев.

Принцип имитационной стохастической микромодели состоит в том, что жизнь человека рассматривается как состоящая из некоторых достаточно малых промежутков времени, в течение которых с ним может произойти то или иное демографическое событие: вступление в брак, зачатие, рождение ребенка и т. д. Определяется логическая последовательность таких событий и состояния индивида, в которых каждое событие может произойти (например, развестись может только человек, состоящий в браке, и, следовательно, разводу должно предшествовать вступление в брак). Задаются числовые значения вероятностей наступления того или иного события для данного состояния в зависимости от возраста или длительности состояния и от исхода предшествующего события, причем вероятности разных событий принимаются обычно независимыми. Исследуемая совокупность считается при этом однородной в том смысле, что вероятность наступления данного события одинакова для всех индивидов, находящихся в данном состоянии. Распределение вероятностей тех или иных событий определяется исходя из прошлого опыта или из некоторых теоретических представлений о сущности данного процесса. Описание последовательности событий и распределение вероятностей каждого из них составляют собственно модель. Таким образом удается избежать оценки вероятностей событий в зависимости от многих параметров одновременно.

Нужно подчеркнуть, что допущение случайного характера событий не превращает воспроизводство населения в неупорядоченный, стихийный процесс. Распределение вероятностей отражает компонент необходимости, ибо оно

обусловлено сущностью процесса, а случайность — это лишь форма его реализации.

Первой работой по применению методов стохастической имитации считается книга Г. Оркета, М. Гринбергера, Дж. Корбела и Э. Ривлин [20], которые применили этот метод при исследовании экономико-демографических взаимосвязей. В демографической части они моделировали динамику домохозяйств, применяя к отдельным лицам месячные коэффициенты рождаемости, смертности и брачности. Эта модель не была, однако, собственно демографической.

Собственно демографические имитационные модели разрабатывались в серии работ демографического института Гетеборгского университета под руководством Х. Хюренiusа, применившего этот метод для моделирования процесса демографического перехода в Швеции [16, 17].

Примерно в это же время Дж. Ридли и М. Шепс в США [21] и А. Жакар во Франции [9] пользуются этими методами для моделирования процесса воспроизводства населения с учетом биологических параметров и эффективности контрацепции. Исследованию влияния отдельных факторов на воспроизводство населения и его компоненты, в частности и эффекта демографической политики, посвящена имитационная модель рождаемости, разработанная японским демографом С. Иноуэ [11]. Среди моделей такого рода нужно упомянуть числовую модель жизненного цикла семьи П. Глика [19] и имитационную модель итальянского исследователя Ф. Росси [22].

Следует подчеркнуть, однако, что большинство применявшихся до сих пор имитационных стохастических микромоделей имели целью анализ факторов воспроизводства населения и не преследовали цель изучить изменение семейной структуры населения. Даже в случаях, когда применялся термин «семья», речь шла не о семьях, а о потомстве женщин в поколении к концу репродуктивного периода.

В СССР также делались попытки построения имитационных демографических моделей. Так, Н. И. Костина применила такого рода модель для анализа и прогноза численности и возрастно-полового состава населения региона с учетом миграции [12]. Однако ввиду отдаленности применявшегося автором языка моделирования от принятого в демографии этот подход широкого распространения не получил.

Задача модели, предлагаемой в этой работе, состоит в том, чтобы имитировать динамику семейной структуры населения в зависимости от основных ее компонентов и оценить влияние каждого из них на этот процесс.

Под семейной структурой понимается в данном случае распределение населения по семьям разной величины и разного типа.

Качество любой модели определяется близостью ее к реальному моделируемому процессу. Поэтому ставилась задача возможно более точно отобразить реальный процесс динамики числа семей и семейной структуры населения.

Процесс рассматривается на совокупности лиц, характеризующихся каждое годом рождения, полом, возрастом вступления в брак, категорией брачного состояния (никогда не состоял(а) в браке, женат, замужем, вдов(а), разведен(а)), для женщин — также числом рожденных детей. Все индивиды в модели считаются разными, для чего каждый имеет имя, выраженное его порядковым номером в населении.

Учитывались следующие демографические события: 1) смерть; 2) рождение ребенка; 3) вступление в брак; 4) развод; 5) выделение взрослого ребенка из семьи; 6) старение живущих.

Для первых трех событий наступление каждого из них определялось на основании вероятностей для соответствующего демографического процесса, зависящих от тех или иных демографических характеристик члена семьи или индивида.

Интенсивность смертности была задана вероятностями смерти для каждого пола по пятилетним интервалам возраста (в эксперименте — по таблицам смертности населения СССР 1968—1971 гг. [6]).

Интенсивность деторождения была задана вероятностями рождения ребенка по пятилетним группам возраста в сочетании с пятилетними группами по возрасту вступления в брак и для первых пяти очередностей рождения (в эксперименте — таблицы брачной плодовитости женщин в СССР для 1960 г., рассчитанные Л. Е. Дарским [8]). Доля мальчиков среди родившихся принята равной 0,515.

Интенсивность разводов была задана в виде вероятности прекращения брака в течение календарного года и принята постоянной и не зависящей от продолжительности брака, возраста супругов и т. д.

Выделение взрослых детей из семьи принималось с

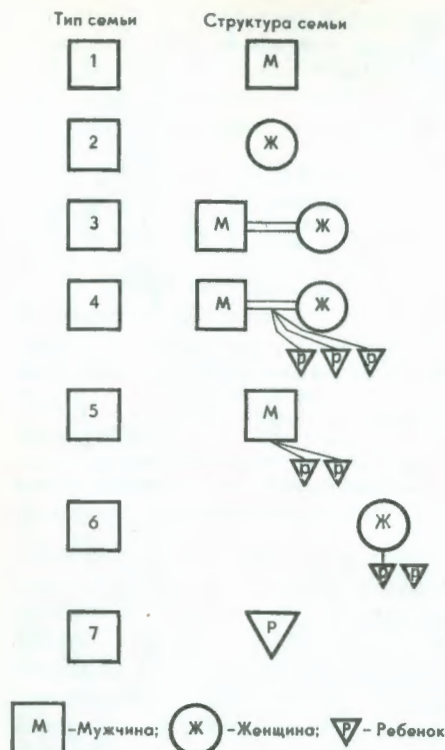


Рис. 3.5. Типы семей, выделяемые в модели

вероятностью 1 после достижения 15 лет; выделившиеся дети переводились в категорию одиночек.

Старение членов семей и индивидов и увеличение продолжительности брака учитывалось путем обычной передвижки по возрастам (и по продолжительности брака) с шагом в один год. В течение года возможно осуществление нескольких событий (например, развод и вступление в брак); была задана лишь их последовательность.

Новым элементом в модели является имитация брачности. Была сделана попытка моделировать брачность с учетом влияния на нее «брачного рынка». На первом этапе формируется «брачный рынок», на который попадают одинокие мужчины и женщины, в соответствии с вероятностями вступления в брак по полу и пятилетним возрастным группам (в эксперименте — по таблицам брачности женщин СССР за 1949—1959 гг., рассчитанным Л. Е. Дарским [8]; для мужчин — по соотношению мужской и женской брачности). Попадание на «брачный рынок» отражает потенциальные возможности вступления в брак

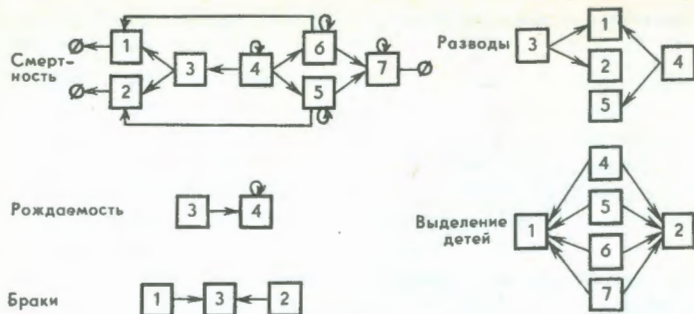


Рис. 3.6. Схема переходов семей из одного типа в другой для каждого демографического процесса

Условные обозначения: 1—7 — номера типов семей; → — семья переходит в тип □; ∅ — исчезновение семьи, число членов семьи равно 0; 1 — семья остается в типе □

рождение 1-го ребенка в семье типа 3 переводит ее в тип 4 и изменяет величину семьи с двух до трех; смерть супруга в семье типа 4 переводит ее в тип 5 и уменьшает на единицу величину семьи и т. д. (рис. 3.6).

Модель состоит из следующих блоков:

1. Ввод параметров.

1.1. Ввод коэффициентов смертности. Вводятся числа умирающих на 100 000 населения мужского и женского пола по 5-летним возрастным группам.

1.2. Ввод коэффициентов рождаемости. Вводятся коэффициенты рождаемости по 5-летним группам возраста вступления в брак (15—19, 20—24, 25—29, 30—34, 35—39) в сочетании с 5-летними группами продолжительности брака (0—4, 5—9, 10—14, 15—19, 20—24) и числом рожденных детей (0, 1, 2, 3, 4 и более).

1.3. Ввод вероятностей поступления на «брачный рынок». Вероятности вводятся отдельно для мужчин и женщин по 5-летним возрастным группам (15—19, 20—24, 25—29, 30—34 и 35—39 лет).

1.4. Ввод коэффициентов возрастных предпочтений при вступлении в брак. Вводятся 10 чисел от 0 до 9, характеризующих зависимость интенсивности образования браков от разности возрастов жениха и невесты.

1.5. Ввод коэффициента разводимости (число разводов на 1000 супружеских пар независимо от продолжительности брака и возраста супругов).

1.6. Ввод ширины основания возрастной пирамиды исходного стационарного населения.

1.7. Ввод продолжительности временного интервала расчета по модели.

1.8. Ввод начального значения и шага каждого датчика случайных чисел (6 датчиков).

2. Задание начального состояния.

2.1. По начальной ширине возрастной пирамиды (см. процедуру 1.6) в возрасте 0 умножением на 0,515 для мужчин и на 0,485 для женщин определяется начальная возрастная структура мужчин и женщин.

2.2. Для каждого возраста (от 1 до 99) определяется возрастная плотность стационарного населения каждого пола в возрасте x по формуле $n_x^s = n_{x-1}^s (1 - p_{jx}^s)$, где p_{jx}^s — вероятность смерти для возраста $x-1$, $jx = \left[\frac{x}{5} + 1 \right]$ — индекс 5-летней возрастной группы, $x = 1, \dots, 99$, $s = 1, 2$ — индекс пола.

2.3. Формируется число семей типа 1 (для мужчин)

при наличии подходящего партнера. Само же заключение брака моделировалось на втором этапе, когда осуществлялся подбор супружеских пар, причем учитывалось соотношение численностей полов на «брачном рынке» (выбор производился для пола меньшей численности) и разность возрастов женихов и невест: вероятность образования супружеской пары была принята убывающей с увеличением разности возрастов партнеров. Не вступившие в брак в данном году пополняли «рынок» следующего года.

При этих условиях процесс изменения семей может рассматриваться как случайный, поскольку события происходят с вероятностями, меньшими 1, и могут произойти с каждым индивидом, подверженным риску данного события. Осуществление каждого события для индивида или члена семьи производилось путем последовательных статистических испытаний с помощью датчика псевдослучайных чисел на совокупности лиц под риском.

Модель предусматривает следующие типы семей (рис. 3.5): 1 — неженатые мужчины; 2 — незамужние женщины; 3 — супружеская пара без детей; 4 — супружеская пара с детьми; 5 — женщина с детьми; 6 — мужчина с детьми; 7 — сирота (ребенок без родителей). В каждом из типов 1 и 2 выделяются холостые (девицы), вдовы, разведенные, а в типах 5 и 6 — вдовы и разведенные. Кроме типа каждая семья характеризуется величиной, т. е. числом членов семьи. Каждое событие (кроме последнего) изменяет величину семьи или ее тип, или и то и другое. Например,

и типа 2 (для женщин) из одного человека, не состоящего в браке, равное целой части $[n_x^s]$, т. е. строится целочисленная возрастная пирамида (так как число мужчин и женщин в каждом возрасте должно быть целым).

3. Печать текущего состояния. Рассчитывается и печатается распределение семей по типам и по размеру.

4. Блок смертности.

4.1. Последовательно для всех членов каждой семьи разыгрывается датчиком № 1 псевдослучайное число. В случае выпадения числа в интервале от 0 до коэффициента смертности (для данного возраста и пола) считается, что произошла смерть данного члена семьи. В этом случае сведения о нем в составе данной семьи на следующем шаге не записываются.

4.2. Корректируется тип и размер семьи и брачное состояние ее членов в соответствии с выбытием их по причине смерти (см. рис. 3.6).

4.3. Для семей типов 1 и 2 (одинокие мужчины и женщины) семьи прекращают свое существование.

4.4. Семья типа 3 переводится в тип 1 или 2 соответственно в случае смерти жены или мужа. Тип брачного состояния изменяется на «вдовый».

4.5. Семья типа 4. Смерть жены переводит семью в тип 6; смерть мужа переводит семью в тип 5; в обоих случаях тип брачного состояния изменяется на «вдовый». Смерть последнего ребенка в семье переводит ее в тип 3.

4.6. Семьи типов 5, 6. Смерть отца или матери переводит семью в тип 7. Смерть последнего ребенка переводит семью в тип 2 или 1 соответственно.

4.7. Семья типа 7, состоящая из одного человека, в случае его смерти прекращает существование.

5. Блок выделения детей.

В каждой семье типов 4, 5, 6, 7 старший ребенок, достигнув возраста 15 лет, выходит из состава этой семьи и образует семью типа 1 или 2 (в зависимости от его пола).

6. Блок рождаемости.

Рождения учитываются только в семьях типов 3 и 4. Для каждой женщины в семьях этих типов определяется возраст вступления ее в брак, продолжительность брака и число детей. Возраст вступления в брак определяется разностью года рождения и года вступления в брак, а продолжительность брака — разностью текущего года и года вступления в брак. Далее с помощью датчика случайных чисел № 2 разыгрывается псевдослучайное число.

Если его значение не превышает вероятности рождения ребенка (определяемой по трехмерной таблице рождаемости в соответствии с номером 5-летних групп продолжительности брака, возраста вступления в брак и числа детей), то считается, что в данной семье происходит рождение ребенка. В этом случае с помощью датчика № 3 определяется его пол случайным образом. Вероятность рождения мальчика считается равной 0,515. Рожденному ребенку присваивается начальное значение года его рождения, брачное состояние «холост» и год вступления в брак и число детей, равные 0.

7. Блок браков.

7.1. Для мужчин и женщин, не состоящих в браке в возрасте 15 лет и старше, разыгрывается псевдослучайное число с помощью датчика № 5. Если это число не превышает значения вероятности вступить в брак для данного возраста и пола, то данный индивид считается поступившим на «брачный рынок». Предполагается, что «брачный рынок» охватывает часть индивидов, имеющих склонность к браку и являющихся потенциальными женихами и невестами. Вступление их в брак зависит от того, найдется ли на «брачном рынке» подходящий партнер и кто именно.

7.2. Для «брачного рынка» определяется максимально возможное число браков, которые могут быть заключены на данном шаге расчета, равное меньшему из текущих чисел потенциальных женихов и невест. Разделив это число на произведение числа женихов и числа невест, получаем среднюю для «брачного рынка» на данном шаге расчета вероятность заключения брака между произвольным женихом и произвольной невестой.

7.3. Осуществляется поиск жениха для всех невест, находящихся на «брачном рынке». Последовательно для каждой пары женихов и невест разыгрывается с помощью датчика случайных чисел № 6 случайное событие — вступление в брак. Вероятность вступления в брак для конкретной пары определяется путем умножения средней вероятности на фактор, зависящий от разности возрастов конкретных жениха и невесты.

7.4. Формируется новая семья типа 3. Жених и невеста выводятся из числа состоящих на «брачном рынке».

7.5. По завершении расчета все не вступившие в брак мужчины и женщины, попавшие на «брачный рынок» в результате процедуры 7.1, остаются на «брачном рынке».

7.6. Повторные браки после развода или смерти одного из супругов учитываются только для одиночек. Одиночки,

появившиеся в результате развода или смерти супруга в брачной паре без детей, могут вновь оказаться на «брачном рынке» (см. 7.1.).

8. Блок разводов.

Для каждой семьи типов 3 и 4 разыгрывается с помощью датчика псевдослучайных чисел № 4 случайное событие — развод.

В случае если он произошел, муж выделяется в семью типа 1, а его состояние в браке изменяется на «разведен»; жена с детьми образует семью типа 5 с состоянием в браке «разведенная» (для типа 4). В случае семьи типа 3 (супруги без детей) жена образует семью типа 2 с соответствующим изменением брачного состояния.

9. Датчик псевдослучайных чисел.

Генерирует псевдослучайное число с равномерным распределением на отрезке [0,1].

3.2.3. Эксперименты на модели

В качестве исходного населения принималась совокупность одиноких мужчин и женщин с возрастным составом стационарного населения по таблицам смертности для СССР 1968—1971 гг. Ввиду ограниченных возможностей ЭВМ исходное население составляло 500—1000 человек. Имитация производилась на заданный промежуток времени (в экспериментах — на 50, 100 и 200 лет), после чего фиксировалась достигнутая к этому времени семейная структура, численность населения и основные его демографические характеристики.

Для получения более устойчивых результатов и возможности статистической оценки этой устойчивости производилось 20 серий имитации с последующим осреднением результатов. В рамках принятых допущений модель дала достаточно правдоподобные результаты. Одним из таких результатов явилось формирование за время порядка 50—100 лет относительно устойчивой семейной структуры населения.

Далее (для примера) приведены некоторые показатели семейной структуры, полученные в экспериментах при разной интенсивности разводов. Приведенные показатели — средние по 20 сериям имитации продолжительностью по 100 лет. В левом столбце табл. 3.1 показаны значения интенсивности разводов, которые варьировались с целью испытать чувствительность модели к отражению зависимости характеристик семейной структуры от устойчивости брака.

В табл. 3.1 представлены наиболее общие характеристи-

ки населения, получившиеся в экспериментах на модели. Несмотря на условность принятых предпосылок, они оказались достаточно правдоподобными. Высокий коэффициент смертности и низкий коэффициент естественного прироста

Таблица 3.1

Общие характеристики воспроизводства имитированного населения

Число разводов на 1000 супружеских пар	Общие коэффициенты (на 1000 человек населения)				
	рождаемости	смертности	естественного прироста	брачности	разводимости
15	16,8	13,6	3,2	7,7	3,43
20	16,2	14,3	1,9	7,1	3,12
25	16,1	14,7	1,4	7,3	4,11
30	15,7	14,5	1,2	7,3	4,63

объясняются тем, что исходное население было принято стационарным: его возрастная структура определяется только смертностью и характеризуется сравнительно высокой долей старших возрастов.

Видна и зависимость основных характеристик движения населения от уровня разводимости. Если смертность и брачность (повторные браки для неполных семей, т. е. мужчин или женщин с детьми в модели не учитывались) зависят от частоты разводов сравнительно мало, то уровень рождаемости, а вследствие этого и темпы прироста населения оказались очень чувствительными к прекращению брака, не компенсированному новыми браками. Как это отражается на семейной структуре населения, видно из данных табл. 3.2.

Таблица 3.2

Характеристики семейной структуры по результатам имитации

Число разводов на 1000 супружеских пар	Число образовавшихся семей всех типов	Доля (в %) семей типа							Средняя величина семьи	
		1	2	3	4	5	6	7	с одиночными	без одиночных
15	306	28,7	17,2	4,9	25,6	20,9	2,6	0,15	1,69	2,98
20	340	31,0	15,3	4,4	22,7	24,4	2,1	0,15	1,63	3,00
25	340	33,0	15,6	4,3	20,1	24,8	2,0	0,19	1,59	3,02
30	322	32,8	15,8	4,5	18,4	26,6	1,7	0,20	1,56	2,95

Прежде всего надо отметить значительный рост доли одиноких и связанное с этим сокращение средней величины семьи (с учетом семей, состоящих из одного человека — предпоследний столбец таблицы). С увеличением разводимости доля одиноких мужчин растет, а доля одиноких

женщин даже несколько снижается. Это объясняется принятыми предпосылками модели. Рост разводимости касается прежде всего браков с детьми, при распаде которых образуется в большинстве случаев неполная семья (типы 5 и 6). Действительно, эксперимент обнаружил существенный рост доли неполных семей, особенно состоящих из женщин с детьми (тип 5). Напомним, что возможность заключения повторного брака взрослых в таких семьях моделью не предусматривалась. Вместе с тем значительно сокращается доля супружеских пар с детьми.

Таким образом, увеличение разводимости в эксперименте ведет к росту доли одиноких и, не очень значительно меняя среднюю величину семьи, существенно влияет на распределение семей по типам.

Следует отметить, что распределение семей по типам, даже при грубости исходных предпосылок, получилось достаточно правдоподобным (это свидетельствует о работоспособности модели). Высокая доля одиноких объясняется предположениями о выделении взрослых детей из семьи по достижении 15 лет и частично ограничениями на повторные браки, принятыми в модели (см. процедуру 7.6).

Описанная модель позволяет, задавая различные характеристики демографических процессов, получить соответствующие им характеристики семейной структуры, которые иным путем рассчитать нельзя; а также вычислить на основе информации, имеющейся в модели, практически все необходимые для анализа демографические показатели.

Таким образом, модель может служить инструментом для изучения влияния тех или иных демографических процессов на динамику семейной структуры, причем она дает возможность количественно оценить степень такого влияния.

Недостатки предложенного варианта модели заключаются в том, что в нем не учтены некоторые существенные демографические факторы, например зависимость смертности от брачного состояния, многоплодные роды и др. Возможность повторных браков предусмотрена не для всех типов семей, некоторые допущения довольно грубы, а входные параметры задаются иногда в общем виде. Не все блоки модели достаточно обеспечены надлежащей исходной информацией. Работа над моделью с целью ее совершенствования продолжается. Описанная здесь первая версия модели и некоторые результаты преследуют цель — наглядно показать сущность и методическую основу подхода к построению и исследованию стохастических микромоделей семьи.

4. ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ

4.1. Системный анализ

4.1.1. Распределение продолжительности жизни

Проблема продолжительности жизни всегда привлекала и будет привлекать внимание ученых самых разных специальностей. В настоящее время наиболее успешно развиваются общепроизводственные, медико-гигиенические и социально-экономические подходы к этой проблеме. Фронт исследований продолжительности жизни очень широк и продолжает расширяться. В связи с этим возникает задача: как обеспечить взаимопонимание между исследователями различных профессий? Ведь иначе невозможны ни координированные усилия специалистов, ни их плодотворное сотрудничество, ни тем более эффективная разработка самой проблемы. Данная глава посвящена поиску единых принципов изучения продолжительности жизни, объединяющих различные подходы и направления исследований. С этой целью было проведено последовательное применение системных представлений к проблеме длительности жизни.

Характерной чертой системных исследований является их направленность к интеграции научного знания, причем эта цель рассматривается как реально достижимая. Более того, единство природы составляет философские кредо таких исследований [1]. Поэтому системный анализ продолжительности жизни предполагает сопоставление обнаруженных для человека закономерностей с аналогичными явлениями в живой природе (например, у лабораторных животных) и в технике (исследование надежности и долговечности технических систем).

Другим важным методологическим положением системных исследований является идея целостности, основанная на аристотелевском положении «целое — больше суммы его частей» (цит. по [1]). Согласно этому положению, исследование следует начинать не с отдельных элементов, а с целостной системы, используя представления типа инвариантности, симметрии, законов сохранения и другие аналогичные подходы [32]. Применительно к проблеме длительности жизни принцип целостности ориентирует

начинать исследование не с анализа конкретных случаев и обстоятельств смерти и даже не с изучения смертности от отдельных болезней различной локализации, а с исследования функции распределения продолжительности жизни и описания возрастной динамики общей смертности от всех причин. В этом отношении идеальным объектом для системного анализа продолжительности жизни являются традиционные демографические таблицы дожития.

Таким образом, системный подход дает вполне конкретную методологическую ориентацию исследования длительности жизни. Изложенные в данной главе результаты иллюстрируют плодотворность и перспективность такой стратегии научного поиска.

Постановка задачи. Продолжительность жизни индивида в отличие от многих других количественных признаков (например, роста, веса, температуры тела и т. д.) может быть определена только один раз. Этот банальный факт имеет далеко идущие последствия. Продолжительность жизни, оказываясь, в принципе нельзя изучать на организменном уровне, поскольку невозможно исследовать индивидуальную динамику этого признака (подобно тому, как это делают, например, для определения температуры и веса тела) и тем более оценить ошибку единичного наблюдения. Поэтому единственным источником надежной информации остаются популяционные статистические исследования, основанные на данных о распределении длительности жизни в различных условиях. В связи с этим необходимо прежде всего выяснить, какие факторы и взаимодействия лежат в основе распределения продолжительности жизни. Таким образом, анализ распределения продолжительности жизни является ключевой задачей всех дальнейших исследований.

Наиболее полно исходная информация о распределении продолжительности жизни представлена в виде так называемых таблиц дожития или таблиц смертности. Эти таблицы, однако, довольно громоздки для их эффективного анализа и сопоставления. Поэтому прежде всего возникает необходимость записать заложенную в таблицах информацию в возможно более компактной форме. Подобные задачи обычно решаются путем подбора соответствующей формулы и расчета значений ее параметров.

Методологические принципы. Искать формулу распределения продолжительности жизни путем простого перебора всех возможных вариантов — значит выполнять неблагодарную работу в надежде на счастливый случай. С тем же успехом можно пытаться решать задачи,

подставляя возможные ответы. Поэтому прежде всего необходимо сформулировать методологические принципы, позволяющие прийти к необходимому уравнию кратчайшим путем.

Для начала сформулируем общие методологические принципы, которыми обычно руководствуются исследователи¹ при решении подобных задач.

1. *Принцип теоретической обоснованности.* Согласно этому принципу, следует использовать лишь уравнения, имеющие теоретические основания. Тогда запись информации с помощью такого уравнения является одновременно и первым шагом к ее расшифровке.

2. *Принцип достаточной аппроксимации при наименьшем числе параметров.* Формула, удовлетворяющая этому принципу, дает наиболее компактную запись информации, что позволяет восстанавливать распределение при минимальном числе наблюдений. Этот принцип является частным случаем более общего принципа, согласно которому «не следует умножать число сущностей сверх необходимости», прочно вошедшего в методологию современного естествознания под названием «бритвы Оккама».

3. *Принцип локального описания.* Поскольку в развитии многих систем бывают критические периоды, когда они качественно меняют свои свойства и поведение, не следует пытаться описывать процесс сразу во всем диапазоне. История науки показывает, что более эффективен путь локального описания процесса с последующей «стыковкой» научных подходов в рамках нового, более общего представления.

4. *Принцип универсальности.* Желание найти общее уравнение, справедливое и для человека, и для лабораторных животных, — естественное следствие системного подхода.

Приведенные принципы носили общий характер и могли применяться при описании самых разных процессов. Но для более жесткого отбора конкурирующих уравнений смертности необходимы принципы, учитывающие специфические свойства продолжительности жизни.

В данной главе сформулирован, обоснован и практически использован специфический системный принцип изучения продолжительности жизни, названный принципом суммы двух типов смертности. Согласно этому принципу, возрастная динамика общей интенсивности смертности от

¹ Эти принципы, к сожалению, редко используются одновременно в одном исследовании.

всех причин является суммой двух неотрицательных слагаемых, одно из которых от возраста не зависит. Формально-математически этот принцип может быть записан следующим образом:

$$\mu(t) = -\frac{dN(t)}{N(t)dt} = \text{const} + f(t), \quad \begin{matrix} \text{const} \geq 0 \\ f(t) \geq 0 \end{matrix}, \quad (4.1)$$

где $\mu(t)$ — интенсивность смертности в возрасте t , $N(t)$ — число выживших к возрасту t . Первое (постоянное) слагаемое названо *фоновой компонентой* интенсивности смертности, а второе (переменное) — *возрастной компонентой* интенсивности смертности.

В качестве наглядного примера фоновой компоненты интенсивности смертности можно привести смертность в экстремальных ситуациях, когда возмущение превышает адаптационные возможности любого, даже самого здорового организма (катастрофы, несчастные случаи, тяжелые эпидемии). Все остальные ситуации, когда исход зависит от состояния организма (и, следовательно, его возраста), входят в возрастную компоненту интенсивности смертности.

Таким образом, принцип суммы двух типов смертности можно рассматривать как своеобразную классификацию причин смерти, основанную не на этиологии, а на интенсивности классифицируемых нарушений. Следует отметить, что разложение смертности на две компоненты не требует анализа каждого случая смерти и может быть проведено путем расчета слагаемых на основании возрастной динамики общей смертности (см. ниже).

Распределение Гомперца — Мейкема. Как было показано ранее [7, 9, 12], среди множества формул распределения длительности жизни наибольшее соответствие с фактическими данными обнаруживает известное уравнение Гомперца — Мейкема. Это уравнение, предложенное в 1860 г. Мейкемом, имеет следующий вид:

$$\mu(t) = A + R_0 \exp(\alpha t), \quad (4.2)$$

где $\mu(t)$ — интенсивность смертности в возрасте t , а R_0 , α и A — параметры. Параметр A соответствует не зависящей от возраста компоненте смертности, параметр R_0 характеризует исходный уровень возрастной компоненты, а параметр α отражает темпы относительного роста этой компоненты смертности с возрастом.

Уравнение (4.2) удовлетворяет принципу теоретической обоснованности, поскольку оно может быть выведено из

ряда математических моделей [6, 33, 52] и является асимптотическим распределением в статистике экстремальных значений [14]. Это уравнение согласуется также с принципом суммы двух типов смертности, так как в него входят два слагаемых, одно из которых от возраста не зависит (параметр A). Кроме того, непосредственный расчет показал, что оба слагаемых в уравнении Гомперца — Мейкема действительно, как правило, неотрицательны [11, 40]. Данное уравнение в соответствии с принципом универсальности оказалось справедливым не только для людей, но и для многих видов лабораторных животных [7, 12].

Имея в виду принцип локального описания, укажем границы применимости уравнения Гомперца — Мейкема. В случае человека эти границы находятся в пределах от 20 до 80 лет, причем наилучшее соответствие наблюдается в интервале 35—70 лет [13]. Для лабораторных животных формула (4.2) применима также лишь для взрослых половозрелых особей. Наконец, следует отметить, что эта формула отвечает принципу достаточной аппроксимации при наименьшем числе параметров. Проведенное сравнение показало, что среди семейства трехпараметрических уравнений, включающего суперпозицию экспоненциального закона с распределением Вейбулла, а также с нормальным и лог-нормальным законами, распределение (4.2) дает наилучшую аппроксимацию [6].

Таким образом уравнение (4.2) может с достаточным основанием использоваться при анализе продолжительности жизни.

4.1.2. Анализ биосоциальной структуры продолжительности жизни человека

Как было отмечено, распределение продолжительности жизни людей и лабораторных животных описывается одним и тем же уравнением. Возникает вопрос: каким образом социальные факторы влияют на продолжительность жизни человека, если они не изменяют вид распределения? Единственно разумным ответом на этот вопрос является предположение, что социальные факторы действуют не прямо, а опосредованно, через изменение экологии человека. Это и приводит к изменению численных значений параметров распределения, не меняя его вида. Поэтому первый этап анализа биосоциальной структуры продолжительности жизни предполагает изучение того, в какой степени каждый из параметров распределения Гомперца — Мейкема зависит от социальных и биологических факторов.

Нам представляется, что эту проблему можно решить путем анализа исторической динамики параметров распределения продолжительности жизни в период демографической революции [4]. Действительно, известно, что снижение смертности людей за столь короткий срок вызвано исключительно социально-экономическими преобразованиями. Поэтому биологические характеристики продолжительности жизни должны удовлетворять критерию исторической стабильности. Иначе говоря, те параметры, которые изменились в период демографической революции, являются социально регулируемыми параметрами, а те, которые остались неизменными, несмотря на резкое снижение смертности, являются социально автономными и отражают биологические (эколого-генетические) свойства популяций человека.

Приняв историческую стабильность как критерий разделения социально и биологически контролируемых параметров распределения продолжительности жизни, мы исследовали возрастную динамику смертности людей в историческом аспекте. С этой целью были обработаны демографические таблицы смертности за последние 80 лет для популяций следующих стран: Австрии, Бельгии, Болгарии, Великобритании, Венгрии, ГДР и ФРГ, Дании, Испании, Италии, Норвегии, США (белое и небелое население), Финляндии, Франции, Швейцарии, Швеции и Японии². В табл. 4.1 в качестве примера приведены данные по исторической динамике параметров распределения продолжительности жизни мужчин Швеции. Можно заметить, что единственным параметром, который существенно изменился за исследованный период, был параметр A . Два других параметра (R_0 и α) оказались исторически стабильными. Аналогичные результаты были получены и для остальных исследованных популяций.

Чтобы количественно охарактеризовать тенденции изменения каждого из параметров во времени, были определены коэффициенты ранговой корреляции параметров A , R_0 и α со временем (на протяжении XX в.). Всего было исследовано по 32 зависимости для каждого параметра (данные по мужчинам и женщинам обрабатывались отдельно). Оказалось, что при 1%-ном уровне значимости параметр A достоверно изменялся в 25 случаях, параметр R_0 — только в 6, а параметр α — только в 5 из 32 изученных случаев. Еще более впечатляющие результаты получаются, если исследовать не динамику параметра в каждом

² Метод обработки данных см. в [40].

Таблица 4.1

Историческая динамика параметров уравнения Гомперца — Мейкема для мужчин Швеции

Годы	Значения параметров и их доверительные интервалы *		
	$A \cdot 10^3$ (год ⁻¹)	$R_0 \cdot 10^6$ (год ⁻¹)	$\alpha \cdot 10^3$ (год ⁻¹)
1901—1910	5,52 ± 0,16	33,6 ± 4,7	101,3 ± 2,0
1911—1915	5,34 ± 0,15	29,0 ± 3,9	103,6 ± 1,9
1911—1920	6,58 ± 0,28	14,8 ± 4,5	112,3 ± 4,3
1921—1925	3,89 ± 0,17	25,0 ± 4,2	104,8 ± 2,4
1926—1930	3,67 ± 0,09	28,1 ± 2,4	103,6 ± 1,2
1931—1935	2,93 ± 0,08	29,2 ± 2,3	103,1 ± 1,1
1936—1940	2,33 ± 0,13	35,0 ± 3,9	101,3 ± 1,6
1941—1945	2,00 ± 0,14	26,4 ± 4,0	103,7 ± 2,2
1946—1950	1,11 ± 0,13	29,6 ± 3,9	102,6 ± 1,9
1951—1955	0,70 ± 0,10	28,5 ± 3,0	102,7 ± 1,5
1956	0,67 ± 0,09	27,4 ± 2,6	103,2 ± 1,4
1957	0,57 ± 0,14	29,1 ± 4,4	102,7 ± 2,2
1958	0,54 ± 0,12	23,6 ± 3,3	105,1 ± 2,0
1959	0,66 ± 0,09	20,6 ± 2,3	106,7 ± 1,6
1960	0,53 ± 0,13	23,6 ± 3,5	105,8 ± 2,2
1961	0,50 ± 0,14	24,4 ± 3,8	104,7 ± 2,3
1962	0,52 ± 0,10	23,1 ± 2,6	106,1 ± 1,6
1963	0,50 ± 0,14	23,7 ± 3,9	105,3 ± 2,4
1964	0,56 ± 0,11	24,5 ± 3,1	104,8 ± 1,8
1965	0,65 ± 0,09	21,6 ± 2,3	106,6 ± 1,5
1966	0,57 ± 0,09	24,0 ± 2,6	105,0 ± 1,6
1967	0,72 ± 0,07	24,1 ± 2,0	105,0 ± 1,2
1968	0,83 ± 0,05	19,9 ± 1,2	107,6 ± 0,9
1969	0,68 ± 0,08	22,3 ± 2,2	106,4 ± 1,4
1970	0,61 ± 0,08	26,4 ± 2,4	103,2 ± 1,3
1971	0,66 ± 0,05	26,4 ± 1,6	103,5 ± 0,9
1972	0,69 ± 0,06	25,9 ± 1,9	103,8 ± 1,0
1973	0,66 ± 0,05	25,2 ± 1,6	104,3 ± 0,9
1974	0,62 ± 0,04	28,1 ± 1,4	102,7 ± 0,7
1975	0,69 ± 0,06	27,1 ± 1,8	103,2 ± 1,0
1976	0,63 ± 0,05	27,7 ± 1,6	103,2 ± 0,9
1977	0,65 ± 0,05	30,8 ± 1,9	101,1 ± 0,9
1978	0,65 ± 0,06	28,4 ± 2,0	102,4 ± 1,0
1979	0,65 ± 0,07	28,6 ± 2,4	102,2 ± 1,2
1980	0,60 ± 0,06	29,7 ± 2,2	101,4 ± 1,1
1981	0,48 ± 0,06	28,7 ± 2,1	101,8 ± 1,1
1982	0,49 ± 0,05	27,6 ± 1,9	102,0 ± 1,0
1983	0,48 ± 0,05	24,8 ± 1,8	103,2 ± 1,0

* Доверительные интервалы соответствуют 95%-ной доверительной вероятности.

отдельном случае, а изучить тенденцию для всей серии наблюдаемых трендов. Оказалось, что во всех 32 случаях параметр A имел тенденцию уменьшаться во времени (тенденция достоверна). Изменение же параметров R_0 и α с историей (увеличение или уменьшение) не проявляло достоверной тенденции (вывод сделан с помощью критерия знаков для 1%-ного уровня значимости).

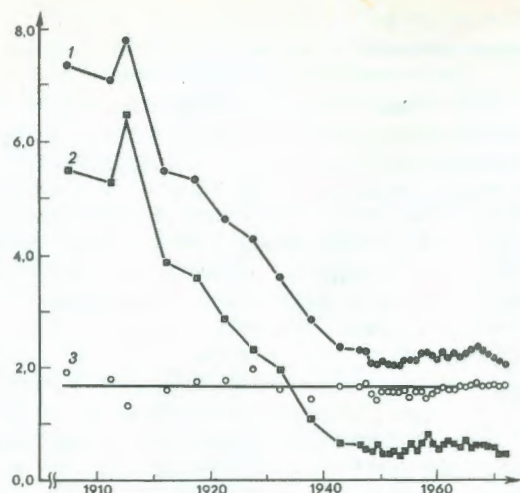


Рис. 4.1,А. Историческая динамика общей интенсивности смертности (1), а также ее фоновой (2) и возрастной (3) компонент. Все значения интенсивности смертности умножены на 1000 и соответствуют числу умерших в течение года из 1000 человек 40-летнего возраста.

Мужчины Швеции. Рассчитано и построено на основании 37 полных таблиц смертности, опубликованных в шведских статистических сборниках. Ордината: интенсивность смертности $\times 10^3$ (год $^{-1}$). Абсцисса: время, годы

Рис. 4.1 иллюстрирует смысл обнаруженного явления. На этом рисунке общая интенсивность смертности разложена на два слагаемых в соответствии с уравнением (4.2). Можно заметить, что снижение общей интенсивности смертности (зависимость 1) вызвано исключительно уменьшением фоновой компоненты (параметр А, зависимость 2), которая в последние годы приблизилась к предельному, нулевому значению. Что касается возрастной компоненты (слагаемое $R_0 \exp(\alpha t)$, зависимость 3), то за исследованный период она практически не изменилась.

Снижение фоновой компоненты интенсивности смертности до уровня, близкого к нулю, привело к тому, что этот традиционный резерв снижения смертности оказался исчерпанным, и именно этим объясняется, почему в большинстве развитых стран в последние годы произошла стабилизация смертности людей трудоспособного возраста [15, 28]. Таким образом, смертность людей среднего возраста в развитых странах уже близка к биологическому

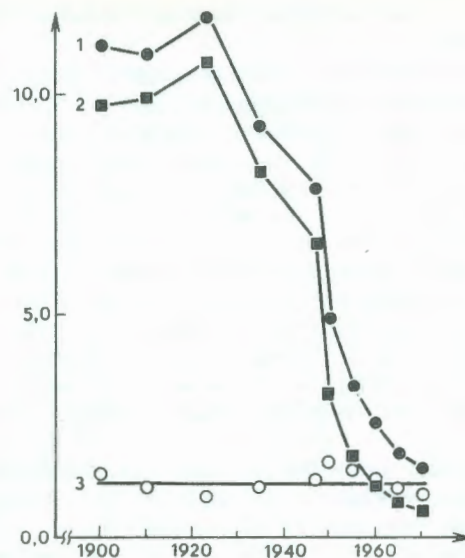


Рис. 4.1,Б. Историческая динамика общей интенсивности смертности (1), а также ее фоновой (2) и возрастной (3) компонент. Все значения интенсивности смертности умножены на 1000 и соответствуют числу умерших в течение года из 1000 человек 40-летнего возраста.

Женщины Японии. Рассчитано и построено на основании 10 таблиц смертности, опубликованных в статистических ежегодниках Японии. Ордината: интенсивность смертности $\cdot 10^3$ (год $^{-1}$). Абсцисса: время, годы

пределу и не может быть существенно снижена с помощью традиционных методов медицины и здравоохранения. Полученный вывод хорошо согласуется с результатами анализа исторической динамики смертности от отдельных причин и разделяется многими исследователями [35, 51]. Основное достоинство предлагаемого подхода состоит в том, что он позволяет количественно определить резервы и пределы увеличения продолжительности жизни людей, опираясь лишь на таблицы смертности и не требуя знания конкретных причин смерти.

Среди проблем продолжительности жизни проблема половых различий представляет особый интерес. Это связано по крайней мере с двумя обстоятельствами. Во-первых, меньшая продолжительность жизни представителей мужского пола, по-видимому, является общей закономерностью природы и наблюдается не только у людей, но и у столь разных организмов, как рыбы, пауки и комнатные мухи [20]. Во-вторых, исследователи отмечают увеличение разрыва в продолжительности жизни мужчин и женщин [25]. Поэтому изучению полового диморфизма продолжительности жизни человека сейчас уделяется большое внимание со стороны демографов, медиков и биологов, хотя эта проблема до сих пор не имеет удовлетворительного решения.

Авторами был проведен сравнительный анализ распределения продолжительности жизни мужчин и женщин. С этой целью путем попарных сравнений были исследованы половые различия по каждому из трех параметров распределения Гомперца — Мейкема. Всего было сделано 255 попарных сопоставлений в географическом и историческом аспектах. Оказалось, что величина фоновой компоненты смертности (параметр A) мужчин и женщин была, как правило, одинаковой в пределах ошибки измерений. Если же сопоставлять эти данные в целом, то не обнаруживается даже тенденция к каким-либо различиям по этому параметру: в половине случаев оценка параметра A для женщин несколько превышала соответствующую оценку для мужчин ($53\% \pm 6\%$ для $P \geq 0,95$), а в остальной половине случаев ($47\% \pm 6\%$ для $P \geq 0,95$) наблюдалась обратная картина. Следовательно, половые различия в продолжительности жизни связаны не с фоновой, а в основном с исторически стабильной возрастной интенсивностью смертности. Действительно, оказалось, что возрастная компонента смертности мужчин, как правило, достоверно превышает возрастную компоненту смертности женщин. Более того, эти различия образуют достоверную тенденцию при попарном сопоставлении данных: в 97,6% случаев ($95,2—99,0\%$ для $P \geq 0,95$) оценка возрастной компоненты смертности 40-летних мужчин превышала соответствующую оценку для женщин. Выявленная закономерность обусловлена различиями как по параметру R_0 , так и по параметру α . Оценка R_0 для мужчин в 94,7% случаев ($91,5—97,1\%$ для $P \geq 0,95$) превышала соответствующую оценку для женщин. Для параметра

α наблюдалась обратная картина: в 92,3% случаев ($88,7—95,3\%$ для $P \geq 0,95$) оценка α у женщин была выше. Таким образом, возрастная компонента смертности и период ее удвоения у женщин меньше, чем у мужчин. Таблица 4.2 иллюстрирует обнаруженные закономерности на конкретных примерах. В этой таблице приведены медианные значения параметров R_0 и α , а также возрастной компоненты смертности для 40-летнего возраста и доверительные интервалы для этих медианных значений (приведены в скобках и соответствуют доверительной вероятности 97—99%). Материалы табл. 4.2 получены методами непараметрической статистики [37], поскольку распределение оценок параметров могло отличаться от нормального. Можно заметить, что половые различия в возрастной компоненте смертности наиболее ярко выражены в Финляндии и во Франции, а в Швеции они минимальны.

Таким образом, половой диморфизм продолжительности жизни человека связан с исторически стабильными характеристиками длительности жизни. Различия по этим характеристикам существовали и в начале нашего века, но их вклад был замаскирован высоким уровнем фоновой компоненты смертности. И лишь в последние годы благодаря ее снижению эти скрытые различия стали отчетливо проявляться.

Полученные результаты позволяют сделать вывод, что различия в длительности жизни мужчин и женщин являются устойчивыми и могут меняться лишь в том же направлении, что и сама продолжительность жизни. Отметим, однако, что этот прогноз не является общепринятым. Например, некоторые исследователи считают, «что так как существенное увеличение разрыва в продолжительности жизни мужчин и женщин произошло за относительно короткий промежуток времени, то это свидетельствует, с нашей точки зрения, о реальной возможности воздействия на данное явление» [25, с. 29]. Более того, в одном из прогнозов ООН предполагается уменьшение половых различий в продолжительности жизни (цит. по: [28]). Будущее покажет, какой из прогнозов окажется верным и насколько надежен предложенный в данной работе метод анализа продолжительности жизни.

4.1.4. Региональные различия продолжительности жизни

Развитие медицинской географии и геохимической экологии показало, какую колоссальную роль может играть географическая среда в жизнедеятельности различ-

Таблица 4.2
Сравнительная характеристика распределения продолжительности жизни

Страна и исторический период (годы)	Число обработанных таблиц	Мужчины			Женщины		
		$\alpha \cdot 10^3$ год ⁻¹	$R_0 \cdot 10^6$ год ⁻¹	$R_0 e^{40\alpha} \cdot 10^3$ год ⁻¹	$\alpha \cdot 10^3$ год ⁻¹	$R_0 \cdot 10^6$ год ⁻¹	$R_0 e^{40\alpha} \cdot 10^3$ год ⁻¹
Болгария 1920—1977	8	102,8 (96—105)	32,5 (28—53)	1,98 (1,8—2,5)	118,4 (117—122)	7,8 (7—10)	0,91 (0,9—1,0)
Италия 1899—1977	11	95,2 (93—111)	56,8 (24—68)	2,53 (2,0—2,7)	115,4 (110—131)	10,4 (5—12)	1,03 (1,0—1,1)
Финляндия 1892—1975	16	87,2 (85—92)	135,9 (95—155)	4,45 (3,7—4,7)	116,1 (115—119)	11,9 (10—14)	1,25 (1,1—1,3)
Франция 1856—1971	41	87,3 (86—88)	111,1 (108—121)	3,62 (3,6—3,9)	104,2 (104—106)	18,9 (18—21)	1,30 (1,2—1,4)
Швеция 1901—1983	38	103,7 (103—105)	26,4 (24—28)	1,64 (1,6—1,7)	112,5 (110—115)	9,6 (8—11)	0,82 (0,8—0,9)
Япония 1898—1970	10	99,6 (97—105)	52,7 (39—80)	2,87 (2,4—3,6)	113,6 (109—121)	13,2 (9—17)	1,22 (1,1—1,4)

ных организмов, и в том числе человека [18]. Огромное разнообразие природных условий заставляет думать, что исследование продолжительности жизни в географическом аспекте может служить основой для выявления природных факторов, определяющих длительность жизни. Более того, в случае человека, когда исключена возможность эксперимента, анализ региональных различий продолжительности жизни является практически единственным способом решения этой задачи.

Вместе с тем исследование региональной дифференциации продолжительности жизни человека требует учета роли социально-экономических различий. Именно поэтому влияние природных условий на продолжительность жизни было бы невозможно изучать путем построения соответствующих карт, поскольку они не были бы исторически стабильными.

Между тем в рамках подхода, развиваемого в данной главе, эта проблема может быть сравнительно легко решена. Для этого необходимо и достаточно определить исторически стабильные региональные различия параметров распределения продолжительности жизни. Таким образом можно построить исторически стабильные карты параметров распределения продолжительности жизни, которые практически не изменились на протяжении XX в. С этой целью было исследовано более 110 географических районов мира (в том числе 26 стран). В результате были найдены существенные и исторически стабильные региональные различия в продолжительности жизни людей. Некоторые конкретные примеры региональных различий исторически стабильных характеристик длительности жизни приведены в табл. 4.2.

Для более обстоятельного исследования проблемы были построены картограммы исторически стабильных характеристик продолжительности жизни для населения Зарубежной Европы, приведенные на рис. 4.2³. Можно заметить исключительно высокий уровень возрастной компоненты смертности мужчин Финляндии по сравнению с другими странами. В связи с этим интересно отметить, что Финляндия занимает одно из последних мест в мире по потреблению микроэлемента селена [46], дефицит которого особенно неблагоприятен для мужчин.

Полученные результаты ставят под сомнение распространенную точку зрения о том, что с течением времени

³ В некоторых случаях оказалось возможным рассчитать уровни не по стране в целом, а для отдельных ее подразделений.

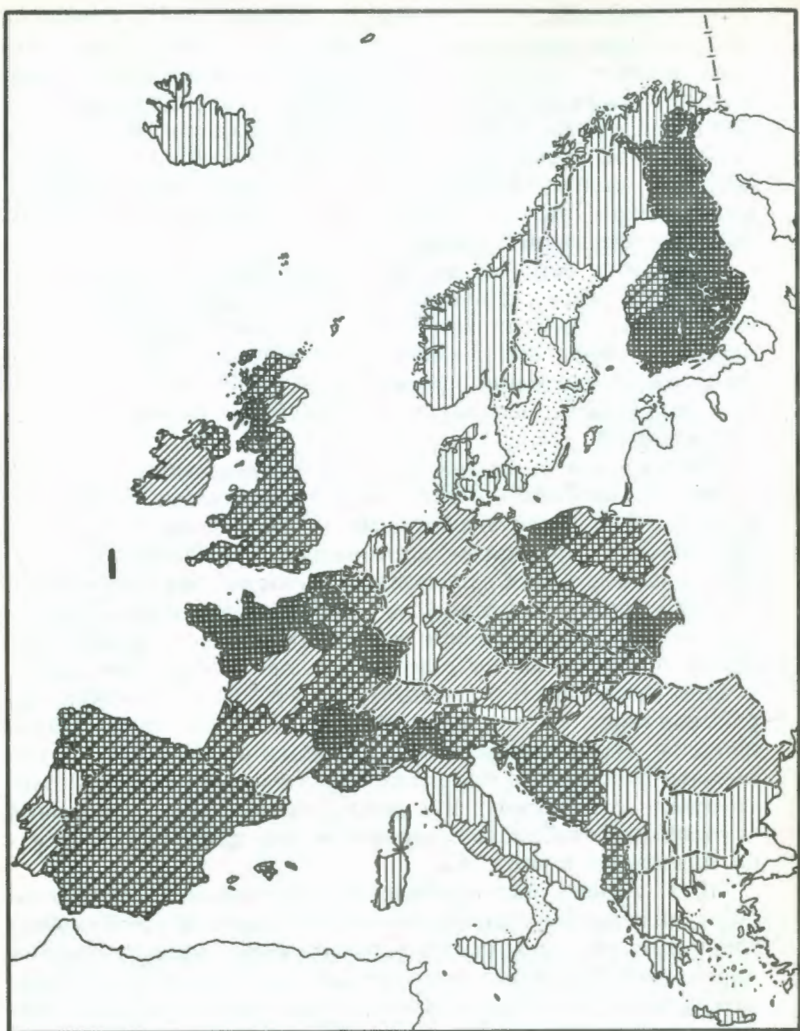


Рис. 4.2,А. Картограммы уровней возрастной компоненты смертности в возрасте 40 лет на территории Зарубежной Европы

Мужчины: 1 — низкий уровень: менее $1,60 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$; 2 — пониженный уровень: $1,61 \cdot 10^{-3} - 2,20 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$; 3 — средний уровень: $2,21 \cdot 10^{-3} - 2,80 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$; 4 — повышенный уровень: $2,81 \cdot 10^{-3} - 3,40 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$; 5 — высокий уровень: свыше $3,41 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$

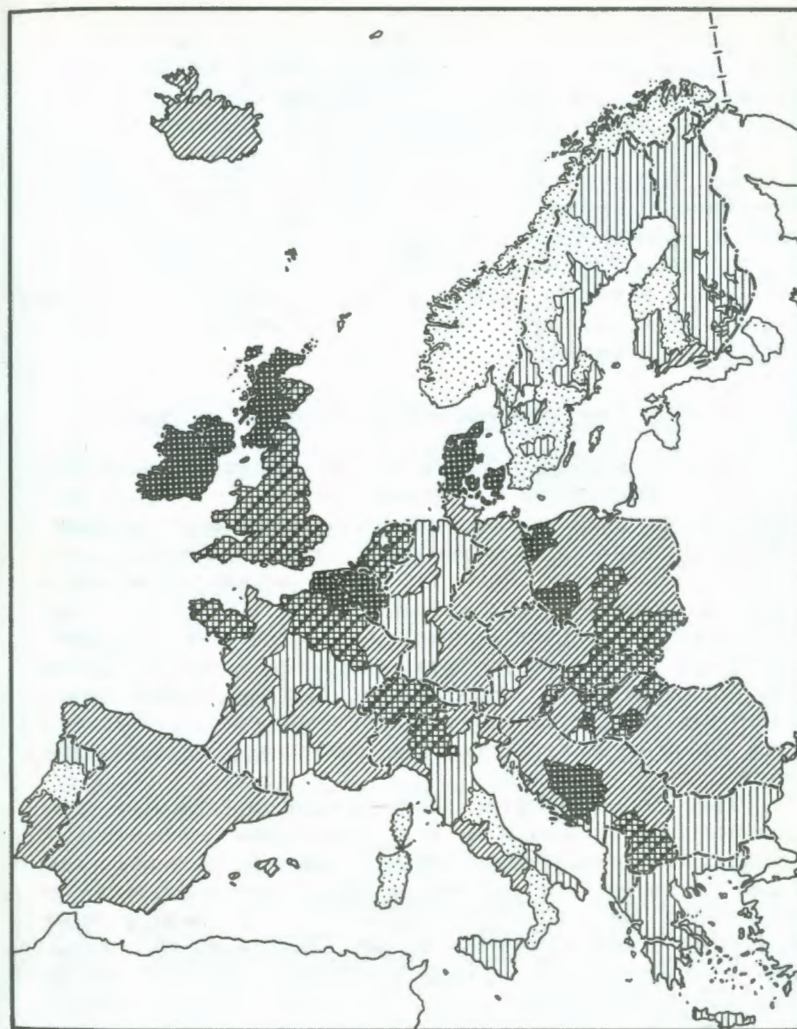


Рис. 4.2,Б. Картограммы уровней возрастной компоненты смертности в возрасте 40 лет на территории Зарубежной Европы

Женщины: 1 — низкий уровень: менее $0,83 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$; 2 — пониженный уровень: $0,84 \cdot 10^{-3} - 1,03 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$; 3 — средний уровень: $1,04 \cdot 10^{-3} - 1,23 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$; 4 — повышенный уровень: $1,24 \cdot 10^{-3} - 1,43 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$; 5 — высокий уровень: свыше $1,44 \cdot 10^{-3} \text{ год}^{-1}$

страны с худшими показателями продолжительности жизни будут постепенно «подтягиваться» к уровню стран с лучшими показателями (Швеция, Норвегия) [15]. Это мнение связано с ошибочным представлением о существовании единого биологического предела продолжительности жизни для всех человеческих популяций. Приведенные расчеты, однако, показывают, что различия, существующие между развитыми странами, могут сохраняться, причем продолжительность жизни в этих странах все в меньшей степени будет определяться уровнем экономического развития. Таким образом, резервы и пределы увеличения продолжительности жизни людей имеют географическую приуроченность.

4.1.5. Видовые характеристики продолжительности жизни

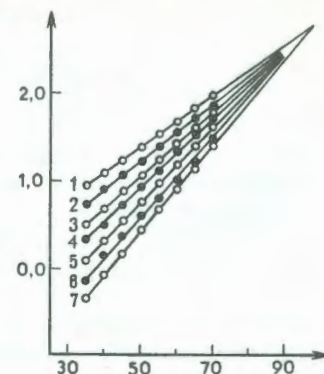
Процесс научного познания по существу является поиском инвариантов изучаемых систем, т. е. таких характеристик, свойств или параметров, которые не меняются по отношению к определенным трансформациям системы [32]. Особенно ярко эта черта науки проявляется при определении фундаментальных констант, а по тому, насколько широко эти константы используются для количественного описания изучаемых процессов, можно судить о степени развития самой науки. Поэтому поиск инвариантных характеристик продолжительности жизни является одной из важнейших задач системного анализа продолжительности жизни.

Ранее были найдены параметры распределения продолжительности жизни R_0 и α , устойчивые относительно социально-экономических преобразований. Однако, как было показано, эти параметры проявляют значительную половую и региональную изменчивость. В связи с этим возникает вопрос: существуют ли такие параметры, которые отражают более общие (видовые) закономерности распределения длительности жизни вида *Homo sapiens*?

Оказалось, что видовые характеристики продолжительности жизни действительно существуют и могут быть объективно определены. На рис. 4.3 приведены зависимости возрастной компоненты смертности людей от их возраста. На этом рисунке обнаруживается интересная закономерность: для всех популяций человека траектории возрастной компоненты смертности при экстраполяции сходятся в одной точке. Координаты этой точки пересечения не зависят от исторических, географических, экологических факторов, а также от пола и расовой

Рис. 4.3. Явление компенсационного эффекта смертности. Зависимость логарифма возрастной компоненты смертности от возраста людей

1 — Индия, 1941—1950 гг., мужчины;
2 — Турция, 1950—1951 гг., мужчины;
3 — Кения, 1969 г., мужчины; 4 — Северная Ирландия, 1950—1952 гг., мужчины;
5 — Англия и Уэльс, 1930—1932 гг., женщины;
6 — Австрия, 1959—1961 гг., женщины;
7 — Норвегия, 1956—1960 гг., женщины.



Рассчитано и построено на основании кратких таблиц смертности, опубликованных ООН [44]. В качестве приближенной оценки интенсивности смертности использовались значения вероятности смерти в течение одного года. Ордината: $\lg (\mu_x - A) 10^3$; абсцисса: возраст, годы

принадлежности, т. е. характеризуют самые общие (видовые) свойства распределения длительности жизни в популяциях человека.

Для более строгого доказательства этого явления сходимости, названного нами компенсационным эффектом смертности, и расчета видовых характеристик продолжительности жизни была проведена статистическая обработка 209 кратких таблиц смертности людей. Нетрудно показать, что явление сходимости прямых на рис. 4.3 эквивалентно утверждению, что между R_0 и α существует следующая зависимость:

$$R_0 = M \exp(-B\alpha),$$

где B и $\ln M$ — соответственно абсцисса и ордината точки пересечения прямых в координатах: натуральный логарифм возрастной компоненты смертности — возраст. Для доказательства этой зависимости необходимо показать, что между $\ln R_0$ и α существует обратная линейная зависимость. Действительно, оказалось, что коэффициент корреляции между $\ln R_0$ и α близок к $-1,0$ (табл. 4.3), что указывает на линейность изучаемой зависимости. В табл. 4.3 приведены также значения видовых характеристик продолжительности жизни, определенные методом наименьших квадратов. Можно заметить, что эти характеристики, рассчитанные отдельно для мужчин и женщин, действительно не зависят от пола.

Обнаруженные закономерности позволяют строго определить видовую продолжительность жизни человека. Под

Таблица 4.3
Значение видовых характеристик
продолжительности жизни человека

Показатели	Мужчины	Женщины	Оба пола
$\ln M \pm \sigma_{\ln M}$ за год	$-0,74 \pm 0,28$	$-0,67 \pm 0,44$	$-0,67 \pm 0,21$
$B \pm \sigma$ годы	94 ± 3	96 ± 4	95 ± 2
Коэффициент корреляции между $\ln R_0$ и α	$-0,946$	$-0,918$	$-0,949$
Число пар $\ln R_0$ и α	106	103	209

видовой продолжительностью жизни человека мы будем понимать величину, имеющую размерность времени, характеризующую распределение длительности жизни особей вида *Homo sapiens* и имеющую наибольшую инвариантность относительно пола, расовой принадлежности и условий жизни. Можно заметить, что одна из рассчитанных видовых характеристик (параметр B), равная 95 ± 2 года, удовлетворяет всем перечисленным выше требованиям и поэтому может быть названа видовой продолжительностью жизни человека. Показательно, что полученная величина соответствует экспертным оценкам видовой продолжительности жизни человека — 90—100 лет [29]. При этом, однако, было бы неверно считать, что полученная величина видовой продолжительности жизни является тем возрастом, до которого должен доживать каждый человек при устранении неблагоприятных факторов среды. Ведь речь идет просто о популяционной характеристике, отражающей самые общие (видовые) свойства продолжительности жизни человека. Что касается второй видовой характеристики, равной $0,51 \pm 0,12$ год⁻¹, то из соображений размерности она может быть названа видовой интенсивностью смертности человека.

4.1.6. Математическое моделирование продолжительности жизни

На современном уровне развития науки путь изучения продолжительности жизни является в основном индуктивным. Сначала исходные данные обобщаются в виде таблиц смертности. Затем на основании таблиц выявляются общие закономерности длительности жизни (решению этой задачи и была посвящена основная часть данной главы). И наконец, индуктивное обобщение достигает наивысшей точки при построении математической модели, количественно объясняющей обнаруженные закономерности. Имен-

но на этом этапе возможно создание основ теории продолжительности жизни.

К сожалению, заключительный обобщающий шаг в изучении продолжительности жизни до сих пор не сделан. Несмотря на обилие математических моделей старения, смертности и продолжительности жизни, нельзя назвать ни одной модели, объясняющей все обнаруженные закономерности. Это связано по крайней мере с двумя обстоятельствами. Во-первых, многие авторы не стремятся к строгой проверке своих моделей на соответствие фактическим данным (иногда даже конец изложения математической модели знаменует окончание статьи!). Во-вторых, до сих пор нет общепринятых критериев, которыми можно было бы руководствоваться при отборе конкурирующих теорий продолжительности жизни. В свое время эту проблему пытался решить Б. Стрелер, сформулировав эмпирические закономерности для проверки моделей смертности [26]. Однако сейчас справедливость обобщений Б. Стрелера оспаривается [43, 50], они игнорируются многими исследователями [23, 36]. По-видимому, пришло время еще раз попытаться решить эту задачу с учетом современных данных. Ниже приводятся основные требования, которым, на наш взгляд, должна удовлетворять будущая теория продолжительности жизни.

1. Прежде всего должно существовать строгое соответствие между наблюдаемым и теоретически предсказанным распределением длительности жизни. Хотя этот критерий уже достаточно широко применяется [26, 30], далеко не всегда его возможности используются в полной мере.

2. Предлагаемая теория должна согласовываться с принципом суммы двух типов смертности (см. ранее). Этому условию, например, не удовлетворяет известная модель Стрелера — Милдвана. Мы не будем здесь разбирать данную модель, поскольку она опубликована на русском языке [26] и детально обсуждена [17]. Заметим лишь, что указанное несоответствие вытекает из основного постулата модели, согласно которому флуктуации внутренней и внешней среды объединены, и именно их сумма распределена по закону Максвелла — Больцмана. Поэтому модель Стрелера — Милдвана не позволяет представить возрастную динамику смертности в виде суммы двух отрицательных слагаемых, одно из которых от возраста не зависит. Данный недостаток нельзя исправить, не меняя основ самой модели.

3. Наблюдаемый разброс по времени жизни обычно

объясняют либо гетерогенностью популяции [36], либо стохастической природой процесса гибели [26]. Модели первого типа по существу утверждают фатальную предопределенность продолжительности жизни индивида, которую обычно связывают с генетической программой. Однако, как показали прямые эксперименты, потомки долгожителей не отличаются повышенной продолжительностью жизни [42]. Недостатком моделей второго типа является предположение об однородности популяций по риску смерти, противоречащее известным фактам. Нам представляется, что будущая теория длительности жизни должна органически сочетать идеи стохастичности и гетерогенности. Это можно сделать, если представить процесс выживания в виде серии случайных последовательных переходов от начального (здорового) состояния организма до конечного (летального) состояния. Тогда даже в исходно однородной популяции с течением времени неизбежно возникает гетерогенность по риску смерти [19].

4. Будущая теория должна допускать возможность значительного изменения сроков жизни при неизменной биологической конституции организмов и, в частности, согласовываться с историческим фактом резкого снижения смертности людей. Это условие особенно актуально для фундаментальных биологических моделей, в которых «забыты» социально-контролируемые составляющие продолжительности жизни. Например, модель Равина — Юрашева связывает динамику выживаемости с долей генов, участвующих в репарации ДНК [23]. Следовало бы проверить эту модель, рассчитав на ее основе состав генома человека (долю генов системы репарации) до и после демографической революции. Любое существенное изменение доли этих генов за столь короткий период означало бы несостоятельность модели.

5. Явление исторической стабильности возрастной компоненты смертности людей представляет собой важнейшую эмпирическую закономерность, требующую теоретического объяснения. Этот факт на самом деле является парадоксом, поскольку известно, что снижение смертности людей происходило также и за счет причин, смертность от которых зависит от возраста. Почему же в таком случае изменилась в основном не зависящая от возраста компонента смертности? По-видимому, единственное разумное объяснение этого факта может быть дано в рамках сформулированной ранее гипотезы случайных последовательных переходов [19]. Известно, что скорость многостадийного процесса определяется скоростью наиболее

медленной (лимитирующей) стадии всего процесса [13]. По-видимому, возрастная компонента смертности потому и не зависит от социально-экономических и медико-гигиенических преобразований, что эти преобразования не затронули лимитирующей стадии процесса гибели. Действительно, среднее время жизни хронически больных возросло, но именно поэтому и увеличилась их доля в общем составе населения. Обе эти тенденции будут и в дальнейшем уравнивать друг друга, если повседневная практика медицины и здравоохранения будет по-прежнему в основном ориентирована на лечение больных, а не на сохранение здоровья здорового населения.

6. Модель продолжительности жизни должна согласовываться с данными о региональных и половых различиях и разумно их объяснять. При этом выводы модели должны соответствовать известным физиологическим данным, полученным независимым путем.

7. Существование видовых характеристик продолжительности жизни также является важнейшим фактором, который требует объяснения.

8. Будущая теория продолжительности жизни не должна предполагать существование предельного возраста, дожив до которого организм обязан немедленно погибнуть. Действительно, статистические данные по смертности долгожителей не дают никаких оснований говорить о существовании такого предела [10]. Значительно более естественным является представление о вероятностной природе максимальной продолжительности жизни, развиваемое в статистике экстремальных значений [14].

Можно надеяться, что в ближайшие годы удастся создать такую теорию, удовлетворяющую всем перечисленным здесь требованиям. По-видимому, эта теория должна быть основана на математическом аппарате теории надежности и принципах кинетики биологических процессов. Некоторые успехи в этом направлении уже есть [6, 8, 12, 13, 14, 30, 33, 52].

Наконец, следует отметить еще один перспективный метод дальнейших исследований — это факторный анализ временных рядов повозрастных значений интенсивности смертности. Применение этой Р-техники факторного анализа, выполненное совместно с В. Н. Носовым (МГУ), позволило обнаружить новую тенденцию в развитых странах — ускоренное снижение смертности в старших возрастах, особенно среди женщин.

4.2. Продолжительность жизни и причины смерти

4.2.1. Основные тенденции динамики смертности и продолжительности жизни

В истории смертности и продолжительности жизни XX столетие занимает особое место. За время, истекшее с его начала, продолжительность жизни во всех экономически развитых странах увеличивалась быстрее, чем когда бы то ни было в прошлом, и сейчас достигла таких значений, которые еще 100 лет назад могли показаться просто невероятными.

Этот стремительный рост хорошо виден на рис. 4.4

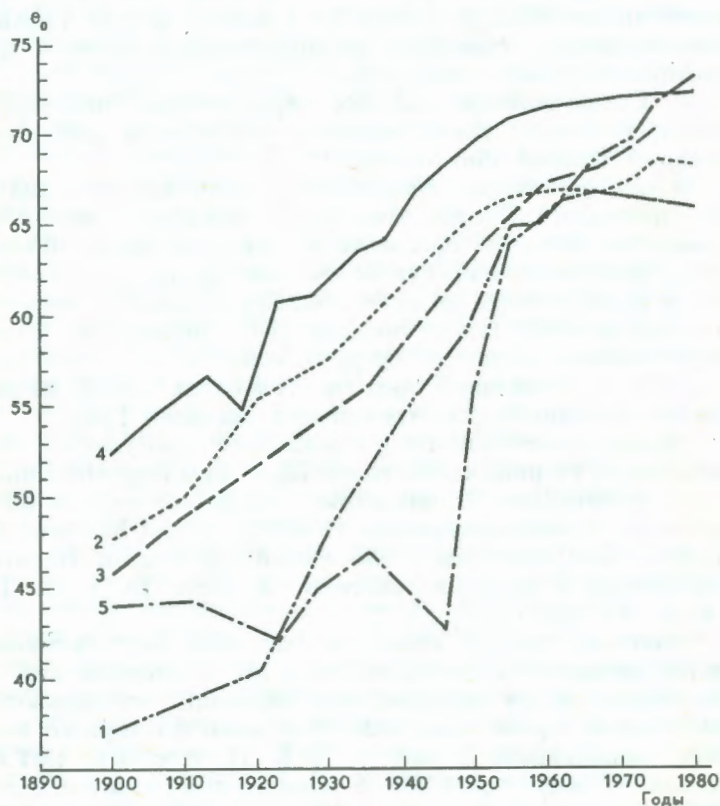


Рис. 4.4. Рост средней продолжительности жизни в XX в. Мужчины: 1 — Венгрия; 2 — США; 3 — Франция; 4 — Швеция; 5 — Япония

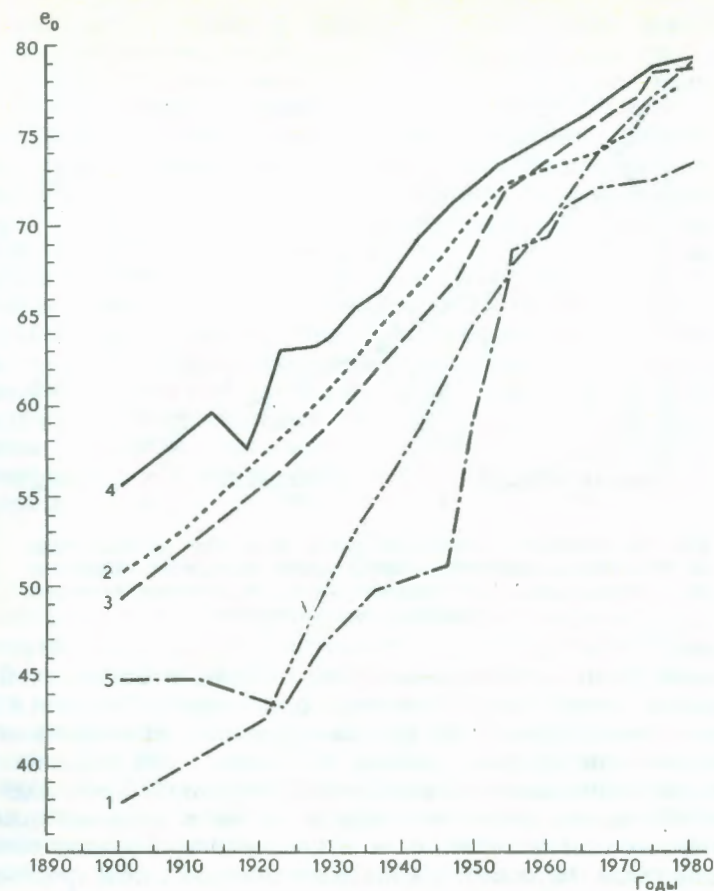


Рис. 4.5. Рост средней продолжительности жизни в XX в. Женщины: 1 — Венгрия; 2 — США; 3 — Франция; 4 — Швеция; 5 — Япония

и 4.5. Но эти же рисунки говорят о том, что основной прирост средней продолжительности жизни пришелся на первую половину столетия. Начиная же с 50-х годов он существенно замедлился, особенно у мужчин, в ряде случаев совсем прекратился, а кое-где произошло даже небольшое снижение средней продолжительности жизни.

В целом все же ожидаемая продолжительность жизни при рождении в экономически развитых странах в 50—70-х годах росла, но прослеживалась четкая обратная корреляция между величиной продолжительности

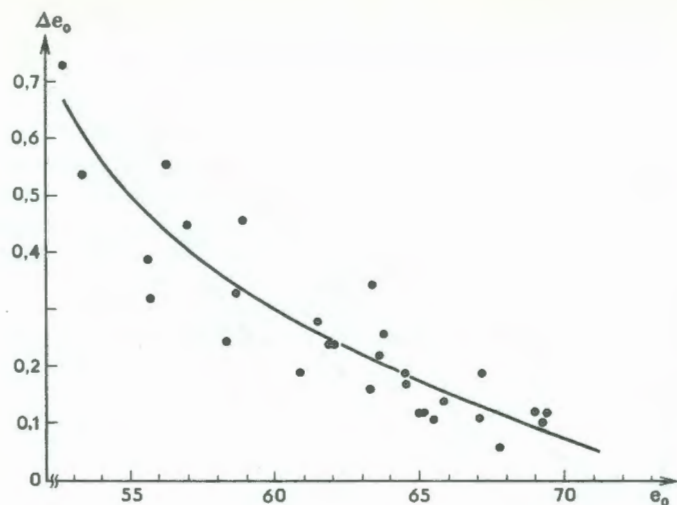


Рис. 4.6. Обратная корреляция между величиной продолжительности жизни, достигнутой к началу 50-х годов, и ее среднегодовыми приростами в последующие годы (26 развитых капиталистических стран). Мужчины

жизни, достигнутой к началу 50-х годов, и ее среднегодовыми приростами в последующий период (рис. 4.6). Иначе говоря, чем более высокая продолжительность жизни была достигнута к началу 50-х годов, тем медленнее она увеличивалась в дальнейшем. В результате происходило сближение этого показателя во всех экономически развитых странах. Так, если в конце 40-х — начале 50-х годов среди 26 развитых капиталистических стран средняя продолжительность жизни мужчин колебалась от 55,5 до 69,4 года, а женщин — от 57,7 до 73,5 года (разрыв соответственно 13,9 и 15,8 года), то к концу 70-х годов средняя продолжительность жизни мужчин варьировала в пределах от 65,1 до 74,2 года, женщин — от 70,4 до 79,8 года (разрыв 9,1 и 9,4 года).

По-видимому, снижение смертности и рост средней продолжительности жизни, начавшиеся еще в XIX в. и особенно ускорившиеся в первой половине XX в., подходят к какому-то объективному пределу, заканчиваются. Само завершение этих перемен не всегда и не везде проходит гладко, порой возникают противоположные тенденции повышения смертности в отдельных возрастах, последние шаги к предлагаемому пределу оказываются наиболее трудными.

Реальная ситуация в области смертности и продолжительности жизни, реальные проблемы, возникающие на этом завершающем этапе, в который вступили все экономически развитые страны, в том числе и СССР, складываются под влиянием самых разных конкретных условий, каждое из которых может получить свое частное объяснение. Но сумма отдельных, разрозненных объяснений, которые могут использоваться при решении отдельных тактических задач, мало помогает, когда речь идет о достижении стратегических целей, о долгосрочном прогнозировании смертности или выборе главных направлений борьбы за ее снижение. Нужна целостная концепция процесса детерминации, формирования и изменения уровня смертности того или иного населения. Один из возможных подходов к ее построению дает концепция исторических типов воспроизводства населения, в рамках которой в свою очередь формируется концепция исторических типов смертности.

4.2.2. Концепция исторических типов смертности

Основные положения этой концепции заключаются в следующем. Уровень смертности населения или какой-либо его группы определяется взаимодействием эндогенных онтобиологических факторов (т. е. свойств человеческого организма, проявляющихся в его индивидуальном развитии) с экзогенными, т. е. внешними по отношению к организму факторами природной и социальной среды. Важное значение имеет также соотношение между собой экзогенных факторов острого действия, вызывающих смерть сразу, и экзогенных факторов кумулятивного, накапливающегося действия.

Онтобиологические факторы обладают большой исторической устойчивостью и малой межпопуляционной вариабельностью. Не исключено, что межпопуляционная дифференциация онтобиологических свойств изучена пока недостаточно. Но при современном уровне знаний она не может достоверно объяснить сколько-нибудь значительных исторических, географических или каких-либо других различий в смертности и продолжительности жизни. Соответственно все объяснения подобных различий сводятся к выявлению различий в действии факторов среды или в способности общества усиливать или ограничивать это действие.

Как «средовой фон», так и способность общества ослаблять или усиливать сам этот фон или его действие

на человека обычно также обладают малой изменчивостью и вариабельностью (хотя и большими, чем онтобиологические факторы). Различные населения тысячелетиями жили, адаптировавшись к неизменной среде, в условиях долговременного экологического равновесия, в силу чего характеристики их смертности не обнаруживали никаких направленных изменений. Но все же время от времени такое равновесие может необратимо нарушаться (например, вследствие изменений климата), и это может сопровождаться изменениями в условиях смертности и, следовательно, ее уровня. В этом случае население должно адаптироваться к новым условиям.

Среди подобных изменений совершенно особое место в человеческой истории принадлежит скачкообразному росту контроля общества над экзогенными факторами смертности в результате перехода от аграрной к индустриальной экономике. Этот переход влечет за собой глубочайшую трансформацию материально-вещественной и социальной среды, в которой живет человек. Одно из важнейших направлений этой трансформации заключается в том, что резко возрастает защищенность здоровья и жизни людей от многих неблагоприятных воздействий среды, от которых прежде он не был огражден, в особенности от острых, летальных воздействий. Соответственно повышается зависимость человеческой жизни от онтобиологических факторов или средовых факторов накапливающегося действия.

Факторы смертности реализуются не непосредственно, а преобразуясь в причины смерти, и при этом четкость их разграничения утрачивается. В соответствии с формулировкой, принятой на XX сессии Всемирной ассамблеи здравоохранения, под причинами смерти понимаются «все те болезни, патологические состояния или травмы, которые привели к смерти или способствовали ее наступлению, а также обстоятельства несчастного случая или акта насилия, которые вызвали любые такие травмы» [24, с. 747]. Факторы смертности, по словам Б. Ц. Урланиса, имеют общий характер, общее значение, общее действие [27, с. 77], причины же смерти индивидуальны. Они формируются по-своему для каждого отдельного человека, в них может причудливо сочетаться действие самых разных, как эндогенных, так и экзогенных факторов. Поэтому подавляющее большинство причин обычно не может быть однозначно отнесено к эндогенным или к экзогенным. Самое большее, что можно сделать, это выделить причины с преобладанием той или иной группы детерминирующих их факторов, т. е. преимущественно эндогенные

или преимущественно экзогенные причины (а внутри последних еще «квазиэндогенные» причины, обусловленные в основном факторами накапливающегося действия).

На рис. 4.7 приведены данные о социальной дифференциации смертности от некоторых важнейших причин смерти населения Англии и Уэльса в начале 70-х годов нашего столетия.

Понятно, что, чем больше смертность от данной причины зависит от условий жизни (т. е. в конечном счете от совокупности экзогенных факторов), тем большей должна быть ее социальная дифференциация. Как и следовало ожидать, наиболее велика дифференциация смертности от таких по преимуществу экзогенных причин, как инфекционные заболевания и болезни органов дыхания, а у мужчин также несчастные случаи. В то же время смертность от рака или болезней системы кровообращения дифференцирована гораздо меньше. В случае с болезнями системы кровообращения это можно объяснить существенно меньшей зависимостью их от факторов среды и большей детерминированностью эндогенными, онтобиологическими факторами.

В случае со смертностью от рака такое объяснение не подходит, так как, по мнению специалистов в области эпидемиологии рака, до 80% заболеваний раком обусловлено внешними факторами [21, с. 45; 31, с. 12]. Относительно малая дифференциация смертности от этой причины объясняется, вероятно, тем, что действие факторов, вызывающих злокачественные новообразования, накапливается в организме постепенно, а сами факторы распространены повсеместно и в меньшей мере связаны с конкретными условиями жизни отдельных групп населения. Иначе говоря, имея по существу преимущественно экзогенную природу, по своим проявлениям рак очень напоминает эндогенные причины смерти и поэтому может быть отнесен к числу квазиэндогенных причин.

Изменение в соотношении эндогенных (онтобиологических) и экзогенных («средовых») факторов смертности проявляется в коренном изменении структуры причин смерти. Резко падает значение преимущественно экзогенных и возрастает роль преимущественно эндогенных и квазиэндогенных причин. Принципиальная важность этих изменений заключается в том, что причины, выходящие теперь на первый план, отличаются, как правило, более высоким средним возрастом умерших.

Такая перестройка структуры причин смерти приводит к очень большим сдвигам в возрастном распределении

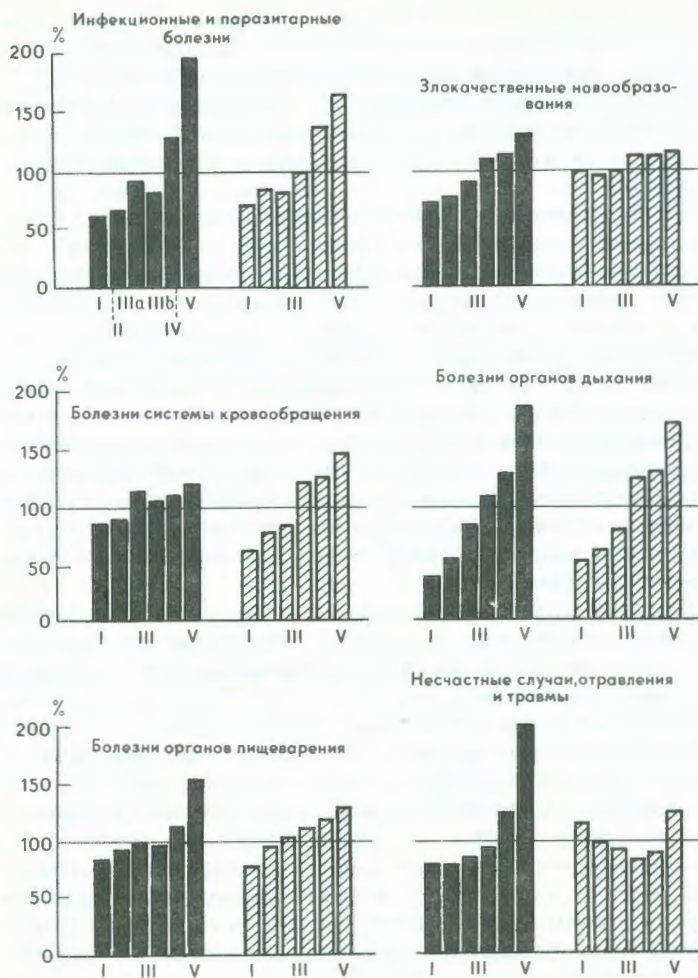


Рис. 4.7. Социальная дифференциация смертности от некоторых классов причин смерти в возрасте от 15 до 65 лет. Англия и Уэльс, 1970—1972 гг.

Профессиональные группы: ■ — мужчины; ▨ — замужние женщины (группировка по занятию мужа): I — специалисты высшей квалификации; II — управленческий персонал и менее квалифицированные специалисты; IIIa — квалифицированные рабочие, не занятые ручным трудом; IIIb — квалифицированные рабочие, занятые ручным трудом; IV — полуквалифицированные рабочие; V — неквалифицированные рабочие.

На оси ординат — отношение стандартизованных по возрасту коэффициентов смертности в данной профессиональной группе к коэффициенту смертности во всех профессиональных группах

смертей, ко все большему оттеснению их к старшим возрастам. При этом существенно изменяется характер кривых смертности, в частности силы смертности $\mu(x)$ и вероятности смерти $q(x)$. Указывая на эти изменения в самом общем виде, говорят о движении от U-образных к I-образным кривым. Рано или поздно это движение замедляется и постепенно сходится на нет, кривая смертности перестает изменяться и приобретает законченную форму. Тогда-то и наблюдается то прекращение снижения смертности и роста продолжительности жизни, которое сейчас фиксируется статистикой во всех экономически развитых странах. Средняя продолжительность жизни сближается с видовой ее продолжительностью.

Таким образом, за очень непродолжительный, по историческим меркам, период (порядка одного столетия) население каждой страны совершает переход к совершенно новым материальным и социальным условиям, детерминирующим вымирание поколений, к принципиально новому соотношению факторов смертности и причин смерти, к принципиально новому, чем прежде, возрастному распределению смертей и к средней продолжительности жизни, вдвое и более превышающей ту, которая наблюдается до начала такого перехода. Качественные и количественные изменения процесса, вымирания поколений необратимы и настолько велики, что дают основания говорить о возникновении совершенно нового современного исторического типа смертности в отличие от прежнего, традиционного ее типа.

Современный тип смертности открывает возможности наиболее полного использования биологических потенций долголетия и максимального сближения средней и видовой продолжительности жизни. Однако как самому новому типу смертности, так и процессу его становления свойственны определенные противоречия, которые затрудняют последовательную реализацию этих возможностей. В настоящее время они, вероятно, нигде не реализованы до конца; даже в странах с самой высокой продолжительностью жизни нельзя, видимо, говорить о полной, а тем более окончательной победе над экзогенной смертностью, борьба с которой остается одной из важнейших задач современности.

Каково же сейчас фактическое положение дел в странах с низкой смертностью? Насколько они приблизились к завершению перехода к современному типу смертности? Какие этапы этого перехода им еще предстоит пройти?

Чтобы ответить на эти вопросы, обратимся к анализу

статистики смертности по причинам смерти, сделав предварительно несколько замечаний о методах такого анализа.

4.2.3. Причины смерти и их структура

Демографический анализ причин смерти основывается обычно на использовании Международной статистической классификации болезней, травм и причин смерти. Первый Международный перечень причин смерти, предложенный французским демографом Ж. Бертильоном, был принят Международным статистическим институтом в 1893 г. Позднее (в 1899 г.) этим институтом было вынесено решение о регулярных пересмотрах классификации причин смерти, и такие пересмотры производились с тех пор 9 раз: в 1900, 1910, 1920, 1929, 1938, 1948, 1955, 1965 и 1975 гг. Начиная с шестого пересмотра, классификация включает не только причины смерти, но и различные патологические состояния и травмы, не приводящие к летальному исходу, и теперь она представляет собой классификацию болезней, травм и причин смерти. Но это, разумеется, не снижает ее значения для анализа смертности.

Несмотря на длительную историю и непрерывное совершенствование, использование классификации для демографических (как, впрочем, и для других) целей сталкивается с рядом трудностей. В частности, сам факт непрерывного пересмотра и уточнение номенклатуры причин смерти затрудняют их сравнительно-исторический анализ. При сопоставлении структуры причин смерти во времени и пространстве приходится пренебрегать достаточно существенными различиями в качестве диагностики, связанными как с неодинаковым общим уровнем медицинских знаний, так и с различиями в квалификации лиц, ставящих диагнозы. Возникающая во всех случаях неполная сопоставимость данных несколько уменьшается благодаря использованию в анализе крупных классов причин смерти (снимается значение разноточений внутри классов), но устранить ее до конца не удастся.

Еще одна значительная трудность связана с множественностью причин смерти. Очень часто смерть вызывается не одной, а несколькими взаимодействующими причинами, в статистическую же разработку, на основе которой ведется анализ, входит лишь одна из них, называемая (со времени шестого пересмотра) первоначальной причиной смерти, под которой понимается «а) болезнь или травма, вызвавшая последовательный ряд болезненных процессов,

непосредственно приведших к смерти, или б) обстоятельства несчастного случая или акта насилия, которые вызвали смертельную травму» [24, с. 747]. Часто, однако, знание первоначальной причины не дает исчерпывающего объяснения данного случая смерти, потому что не исключено, что если бы данной причины не было, то смерть наступила бы от одной из причин, выступающих в качестве сопутствующих первоначальной, но не попавших в статистическую разработку.

Все это указывает на значительную условность наших знаний о причинах смерти. Тем не менее, если при регистрации причин смерти и их статистической разработке достигнуто достаточное методическое единообразие, эти — пусть и несовершенные — знания могут оказаться весьма информативными и прояснить очень многое в условиях формирования тех или иных уровней смертности и продолжительности жизни.

С учетом сделанных замечаний можно перейти к анализу структуры смертности по причинам смерти. Эта структура наиболее полно описывается двумерным распределением, характеризующим, с одной стороны, распределение поколения по причинам смерти (D_i), с другой стороны, распределение причин по среднему возрасту умерших от них ($\bar{x}_i$). Значения D_i и $\bar{x}_i$ получают при построении таблиц смертности по причинам смерти⁴.

Такая структура причин смерти может быть представлена графически в виде ряда прямоугольников с шириной D_i и высотой $\bar{x}_i$. Площадь каждого прямоугольника $T_i = D_i \bar{x}_i$ — время, прожитое людьми (из данной совокупности родившихся l_0), умершими от i -й причины. Сумма площадей всех прямоугольников — общее число человеко-лет, прожитых всеми родившимися:

$$\sum T_i = \sum D_i \bar{x}_i = T_0.$$

Соответственно средняя продолжительность жизни $e_0 = \frac{T_0}{l_0}$. Если $l_0 = 1$, то $e_0 = T_0 = \sum D_i \bar{x}_i$.

Отношения $S = \frac{D_i \bar{x}_i}{e_0}$ можно трактовать как показатели структуры средней продолжительности жизни по причинам смерти $\sum \frac{D_i \bar{x}_i}{e_0} = 1$.

⁴ В литературе часто пользуются некорректным показателем — распределением по причинам смерти лиц, умерших в данном году. Это очень грубый показатель, так как он зависит от возрастной структуры умерших, меняющейся от года к году.

Понятно, что средняя продолжительность жизни тем выше, чем больше суммарная площадь прямоугольников на графике. Увеличиваться же она может либо вследствие расширения основания прямоугольников с большой высотой, либо посредством увеличения высот прямоугольников с широким основанием, либо вследствие совместного увеличения того и другого.

4.2.4. Исторические изменения структуры причин смерти

Возможности статистического анализа изменений структуры причин смерти за длительный период ограничены. Самые ранние данные об этом (относящиеся к 1861 г.) есть по Англии и Уэльсу (табл. 4.1).

Они позволяют оценить разительные сдвиги в структуре причин смерти, происшедшие за исторически короткое время (рис. 4.8). Особенно впечатляет огромное уменьшение доли и увеличение среднего возраста умерших от инфекционных заболеваний и увеличение как доли, так и среднего возраста умерших от болезней органов кровообращения. Из других изменений следует отметить увеличение доли умерших от рака и значительный рост среднего возраста умерших от болезней органов дыхания. Общую картину изменений структуры причин смерти, правда, сильно затемняет изменение роли прочих и не точно установленных причин, доля которых падала в значительной мере вследствие улучшения диагностики. Но

Таблица 4.1.

Изменение вклада различных причин смерти в формирование средней продолжительности жизни населения Англии и Уэльса ($D_i \bar{x}_i : e_0$), по годам

Класс причин смерти	Мужчины			Женщины		
	1861	1911	1964	1861	1911	1964
Инфекционные болезни	14,9	8,6	0,9	13,1	5,6	0,4
Новообразования	2,1	9,6	19,7	4,3	11,6	15,7
Болезни системы кровообращения	18,8	26,8	50,4	19,1	28,0	59,8
Грипп, пневмония, бронхит	13,7	15,6	13,9	13,0	15,5	10,1
Диарея	3,0	2,0	0,3	3,2	2,1	0,6
Несчастные случаи, отравления и травмы и случаи насильственной смерти	4,6	4,2	3,3	1,5	1,9	3,3
Прочие и неустановленные причины	42,9	33,4	11,6	45,8	35,3	10,2

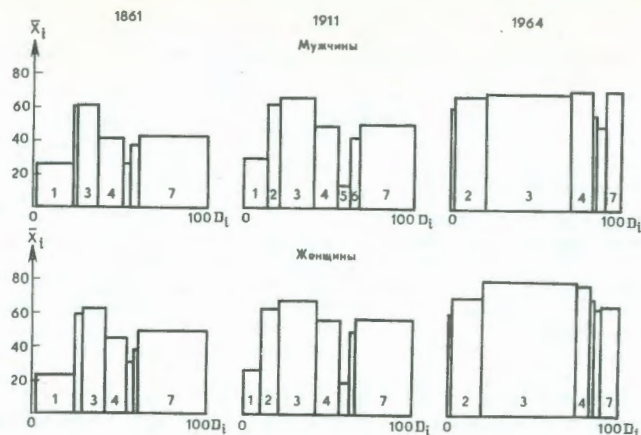


Рис. 4.8. Изменение структуры причин смерти населения Англии и Уэльса с 1861 по 1964 г. Классы причин смерти: 1 — инфекционные болезни; 2 — новообразования; 3 — болезни системы кровообращения; 4 — грипп, пневмония; 5 — диарея; 6 — несчастные случаи; 7 — прочие причины

общее направление изменений статистика отражает все же правильно.

Изменение структуры причин смерти в других экономически развитых странах в главных чертах были такими же, как в Англии и Уэльсе. В результате к настоящему времени ни в одной из них нет уже архаичной структуры середины прошлого или даже начала нынешнего века. Что же представляет собой эта структура сейчас?

4.2.5. Современная структура причин смерти в экономически развитых странах

Три группы стран. Дальнейший анализ строится на данных о смертности по причинам смерти в 31 экономически развитой стране⁵ в 1974—1976 гг. Эти страны объединены в три группы в зависимости от достигнутого уровня средней продолжительности предстоящей жизни при рождении (табл. 4.2).

⁵ Австралия, Австрия, Бельгия, Болгария, Великобритания, Венгрия, ГДР, Греция, Дания, Израиль, Ирландия, Исландия, Испания, Италия, Канада, Нидерланды, Новая Зеландия, Норвегия, Польша, Португалия, Румыния, США, Финляндия, Франция, ФРГ, Чехословакия, Швейцария, Швеция, Югославия, Япония (данные по Англии и Уэльсу и Шотландии приводятся раздельно, как это принято в национальных и международных публикациях).

Таблица 4.2
Распределение 31 экономически развитой страны на группы

	Мужчины			Женщины		
	e_0	число стран	среднее значение e_0	e_0	число стран	среднее значение e_0
Первая группа	свыше 70,0	9	71,4	свыше 76,0	11	77,2
Вторая группа	от 68,0 до 70,0	12	68,8	от 74,0 до 76,0	11	75,1
Третья группа	до 68,0	10	66,8	до 74,0	9	72,9
Весь массив	—	31	68,9	—	31	75,2

Структура средней продолжительности жизни по важнейшим классам причин смерти и доли умерших от этих причин. Мы видели, что на протяжении ста лет в период быстрого роста средней продолжительности жизни различия в ее уровнях были тесно связаны с различиями в структуре средней продолжительности жизни по причинам смерти, что в свою очередь объяснялось различиями как в долях умерших от отдельных причин (или групп причин), так и в средних возрастах смерти от них.

Сейчас положение существенным образом изменилось. Период радикальной перестройки структуры причин смерти в основном остался позади. Поэтому, хотя определенные различия в средней продолжительности жизни в экономически развитых странах сохраняются, четкой связи между ее величиной и структурой по причинам смерти или долями умерших от отдельных причин сейчас нет.

Это выявлено при анализе соответствующих данных по трем группам стран (табл. 4.3). Лишь доля новообразований в общем числе смертей и соответственно вклад этой причины в формирование средней продолжительности жизни как у мужчин, так и у женщин обнаруживает определенную связь, и притом такую, какую можно было ожидать исходя из анализа исторических изменений (рост по мере перехода к странам с более высокой средней продолжительностью жизни). Для всех остальных причин связь либо очень слаба, либо вовсе не прослеживается, либо оказывается разнонаправленной у мужчин и у женщин — короче говоря, не дает основания для нахождения каких-либо закономерных зависимостей.

Средний возраст умерших от различных причин. С этим показателем дело обстоит иначе, связи

Таблица 4.3

Структура средней продолжительности жизни по важнейшим классам причин смерти и доли умерших от этих причин в трех группах стран

Классы причин смерти	Структура средней продолжительности жизни ($D_0, \bar{x}_0; e_0$)									Доля умерших (D_1)					
	Мужчины			Женщины			Мужчины			Женщины			в том числе по группам		
	в том числе по группам			в том числе по группам			в том числе по группам			в том числе по группам			в том числе по группам		
	все страны	1	2	3	все страны	1	2	3	все страны	1	2	3	1	2	3
Инфекционные болезни	1,0	0,9	0,9	1,3	0,7	0,7	0,6	0,7	1,2	1,1	1,0	1,5	0,8	0,8	0,9
Новообразования	20,7	22,2	20,6	19,4	16,8	18,9	16,7	14,2	20,5	22,2	20,5	19,0	17,8	20,0	15,1
Болезни системы кровообращения	50,9	50,7	51,1	50,7	56,7	55,3	55,6	60,0	47,7	48,2	48,0	46,8	53,8	52,7	56,2
Болезни органов дыхания	9,8	9,0	10,6	9,7	8,0	8,0	8,4	7,6	9,4	8,5	10,1	9,4	7,9	7,7	7,8
Болезни органов пищеварения	3,9	3,5	3,8	4,4	3,3	3,6	3,3	2,8	4,0	3,5	4,0	4,6	3,4	3,6	2,9
Несчастные случаи и травмы	5,1	4,8	4,8	5,8	3,6	3,8	3,6	3,5	7,1	6,5	6,8	8,0	4,3	4,5	4,1
Прочие причины	8,6	8,9	8,2	8,7	10,9	9,7	11,8	11,2	10,1	10,0	9,6	10,7	12,0	10,7	13,0

его значений с величиной средней продолжительности жизни носят устойчивый, закономерный характер (табл. 4.4).

Таблица 4.4

Средний табличный возраст умерших от различных классов причин смерти в трех группах стран, в годах

Класс причин смерти	все страны	Мужчины			все страны	Женщины		
		в том числе по группам				в том числе по группам		
		1	2	3		1	2	3
Инфекционные болезни	58,4	59,9	58,6	56,8	61,1	66,6	61,8	53,5
Новообразования	69,3	71,4	69,0	67,8	70,7	72,7	70,6	68,3
Болезни системы кровообращения	73,3	74,9	73,1	72,1	79,2	81,0	78,8	77,3
Болезни органов дыхания	71,9	75,9	71,8	68,6	76,1	79,9	76,8	70,7
Болезни органов пищеварения	66,8	70,9	66,1	63,8	73,0	76,1	73,3	68,7
Несчастные случаи и травмы	49,5	52,2	48,8	48,1	63,8	65,5	64,1	61,2
Прочие причины	58,9	63,8	59,0	54,2	67,0	69,9	68,0	62,1

При переходе от третьей ко второй и от второй к первой группе стран по всем без исключения классам причин средний возраст смерти повышается. В сопоставлении со сказанным ранее это позволяет сделать вывод о том, что в период завершения перехода к современному типу смертности новое соотношение долей умерших от различных причин смерти более или менее стабилизируется, а дальнейший, сильно замедлившийся рост средней продолжительности жизни обеспечивается в основном вследствие повышения среднего возраста смерти от различных причин.

Этот вывод подтверждается анализом корреляции между величиной средней продолжительности жизни, с одной стороны, и долями умерших и средним возрастом умерших от различных причин — с другой, уже не по трем укрупненным группам стран, а непосредственно по 31 стране (табл. 4.5).

Высокая положительная корреляция между e_0 и x_i и, как правило, невысокая положительная или отрицательная корреляция между e_0 и D_i по важнейшим классам причин находятся в полном согласии с нашим выводом о том, что на современном этапе решающий вклад в рост средней продолжительности жизни вносит повышение среднего возраста смерти от отдельных причин.

Таблица 4.5

Коэффициенты корреляции средней продолжительности жизни e_0 с долями умерших D_i и средним возрастом умерших x_i от различных причин смерти по 31 стране

Класс причин смерти	Мужчины		Женщины	
	D_i	$\bar{x}_i$	D_i	$\bar{x}_i$
Инфекционные болезни	—0,283	0,074	—0,146	0,657
Новообразования	0,414	0,833	0,603	0,877
Болезни системы кровообращения	0,115	0,776	—0,254	0,941
Болезни органов дыхания	—0,055	0,820	0,049	0,903
Болезни органов пищеварения	—0,209	0,825	0,177	0,785
Несчастные случаи и травмы	—0,431	0,544	0,190	0,471
Прочие причины	—0,144	0,586	—0,211	0,522

Может, правда, возникнуть предположение, что этот вывод, сделанный при анализе крупных классов причин, изменится при переходе к их более мелким группам. Можно допустить, в частности, что повышение среднего возраста умерших, скажем от болезней системы кровообращения, есть следствие изменения доли умерших от различных причин смерти внутри этого класса, так что повышается доля тех из них, средний возраст смерти от которых и был высоким. Это означало бы, что в конечном счете рост средней продолжительности жизни все еще в значительной степени определяется изменением долей умерших от различных причин. Однако анализ не подтверждает этого предположения (табл. 4.6).

По мере движения от третьей группы стран к первой существенно увеличивается доля умерших от ишемической болезни, однако это скорее противодействует росту среднего возраста умерших от всех болезней системы кровообращения, так как ишемическая болезнь выделяется среди других представленных в таблице причин этого класса относительно низким средним возрастом умерших. Стало быть, общий рост определяется не изменением соотношения причин, а ростом среднего возраста умерших от каждой из них (в том числе и от ишемической болезни).

Примерно так же обстоит дело с болезнями органов дыхания. Двигаясь от третьей группы к первой, мы наблюдаем сильное снижение доли умерших от бронхитов и эмфиземы легких. Но это не должно было бы приводить к общему росту среднего возраста умерших от болезней органов дыхания, потому что средний возраст умерших от этой причины либо ненамного ниже (в пер-

Таблица 4.6

Доля умерших и средний возраст умерших от некоторых причин по трем группам стран, мужчины

Причина смерти	Доля умерших, %				Средний возраст умерших			
	все страны	в том числе по группам			все страны	в том числе по группам		
		1	2	3		1	2	3
Болезни системы кровообращения	100	100	100	100	73,3	74,9	73,1	72,1
В том числе:								
гипертоническая болезнь	2,7	2,3	2,2	3,8	73,0	74,6	72,8	71,7
ишемия	48,1	53,2	49,5	41,8	71,6	73,4	71,6	70,0
сосудистые поражения центральной нервной системы	25,4	26,3	23,6	26,3	74,9	76,5	75,0	73,2
прочие	23,1	18,2	23,8	28,1	74,3	75,9	74,0	73,2
Болезни органов дыхания	100	100	100	100	71,9	75,9	71,8	68,6
В том числе:								
пневмония	36,6	44,3	32,0	35,3	69,8	76,3	71,1	62,5
бронхит и эмфиземы легких	46,5	38,4	45,7	54,5	73,9	75,0	73,7	73,0
прочие	16,9	17,3	22,3	10,2	70,7	73,7	70,6	68,2

вой группе стран), либо даже выше, чем от пневмонии и прочих болезней органов дыхания. Решающее значение снова приобретает рост среднего возраста умерших от всех причин, в особенности от пневмонии.

4.2.6. Взаимодействие факторов и причин смерти на современном этапе и задачи демографической политики

Проведенный только что анализ позволяет сделать выводы, важные для понимания тенденций смертности и продолжительности жизни в СССР, для определения основных направлений демографической политики в области смертности. Хотя время чрезмерного оптимизма в отношении перспектив роста продолжительности жизни миновало (некоторые авторы полагали, что уже в нынешнем столетии средняя продолжительность жизни поднимется до 85—90 и более лет), опыт стран с самой низкой смертностью показывает, что ее повышение примерно до 75 лет у мужчин и до 80 лет у женщин в экономически развитых странах вполне реально. И теоретически, и практически очень важно представить себе, какой может быть эволюция причин смерти, сопровождающая (а точнее, обуславливающая) такой рост.

Согласно принятой в этой главе теоретической схеме, направленное изменение долей умерших от отдельных причин и рост среднего возраста умерших от каждой из них имеют одно и то же объяснение: все большее ограничение действия наиболее опасных экзогенных и возрастающая в связи с этим роль квазиэндогенных и эндогенных факторов смертности. Почему же, начиная с какого-то момента, обнаруживается отмеченная ранее тенденция к стабилизации нового соотношения долей умирающих от отдельных причин смерти? Разве процесс установления контроля над экзогенными факторами смертности достиг предела? И почему нельзя представить себе такую предельную ситуацию, при которой в результате последовательного ограничения действия экзогенных (в том числе даже и квазиэндогенных) факторов многие причины смерти вообще исчезают и остается одна-единственная ее причина — старость?

Напомним, что смерть вызывают непосредственно не факторы смертности, а причины смерти, в которых влияние отдельных факторов — как средовых, так и онтобиологических — преобразовано в процессе их взаимодействия между собой, и притом индивидуально для каждого человека, находящегося на той или иной стадии онтогенеза. Источником внешних воздействий на организм человека является весь «средовой фон», все неисчерпаемое многообразие факторов внешней среды, с которыми взаимодействует человек.

Едва ли можно предполагать, что историческое развитие уменьшает это многообразие, скорее, напротив, оно его увеличивает. Ограничению подвергаются лишь некоторые специфические компоненты средового фона, наиболее опасные для здоровья и жизни людей, благодаря чему удается предотвратить огромное количество смертей на более ранних стадиях онтогенеза, когда организм еще не ослаблен значительно эндогенным процессом старения.

Однако рано или поздно этот процесс неотвратимо приводит к тому, что адаптационные возможности организма оказываются недостаточными, для того чтобы нейтрализовать неблагоприятные воздействия на него со стороны даже значительно ослабленного, оздоровленного средового фона. То, что безопасно для 20- или 40-летнего человека, оказывается смертельным для 70—80-летнего. При этом многообразие экзогенных факторов смертности оказывается ничуть не меньшим, чем прежде, когда оно включало в себя и некоторые острые специфические воздействия, ныне ликвидированные или ограни-

ченные. Но когда жизнеспособность человеческого организма естественным образом исчерпана, смерть лишь по видимости обуславливается этими факторами, они действуют теперь как «квазиэкзогенные», главную же роль играет эндогенно обусловленное снижение жизнеспособности.

В то же время сам средовой фон становится более ровным, в нем преобладают факторы неспецифического действия, такие, как общие нервные перегрузки, колебания метеорологических условий, экологический дискомфорт и т. п. Ввиду неспецифического характера этих факторов ослабление их действия в той мере, в какой оно возможно, не должно вызывать принципиальных изменений в распределении умерших по причинам смерти, подобных тем, что были вызваны в свое время ограничением действия специфических факторов смертности. Отсюда — отмеченная выше стабилизация распределения умерших по причинам смерти.

Изложенное делает понятным, почему продолжающееся ограничение действия экзогенных факторов проявляется сейчас в основном в повышении среднего возраста умерших от всех главных ее причин. Следует, правда, заметить, что такое ограничение сейчас возможно в значительно меньших масштабах, чем прежде. Ведь многие из сохраняющих свое значение факторов смертности просто неотделимы от активной жизни человека. Но все же еще среди них немало таких, действие которых можно в значительной мере ограничить или смягчить. Пока сохраняют свою силу и многие экзогенные факторы специфического действия. Продолжается и борьба с ними. Она, вероятно, уже не сможет привести к резкому перевороту в структуре причин смерти, подобному тому, который совершился в экономически развитых странах в XIX — первой половине XX в., но свои плоды она приносит и будет приносить. Только проявляются эти плоды теперь несколько иначе, чем прежде.

Если в сравнительно недавнем прошлом важнейшую роль играло вытеснение преимущественно экзогенных причин смерти, таких, как туберкулез, детские заразные болезни, другие острые инфекционные заболевания, в том числе эпидемические, и т. д., то теперь на первый план выдвигается снижение экзогенного компонента в формировании причин смерти преимущественно эндогенной природы. Например, смертность от болезней системы кровообращения в основном определяется онтобиологическими факторами, но в немалой степени

зависит также и от внешних условий — образа жизни, правильности чередований труда и отдыха, характера питания и т. п. Воздействуя на эти условия, можно существенно повысить средний возраст умерших от этой группы причин. Оздоровление среды обитания позволяет также замедлить накопление неблагоприятных воздействий квазиэндогенных факторов и тем самым отодвинуть смерть от соответствующих причин (например, от рака) к более поздним возрастам. Наконец, в этом же направлении действует и медицина, которая все чаще может продлить жизнь даже неизлечимому больному, что, не меняя причины смерти, увеличивает возраст умерших от нее.

Таким образом, увеличение среднего возраста умерших от важнейших причин при относительно малом изменении соотношения числа умерших от этих причин как главная предпосылка роста средней продолжительности жизни на современном этапе отражает изменившийся характер взаимодействия факторов смертности и причин смерти. В современных условиях, стало быть, и прогнозирование тенденций смертности, и рекомендации, касающиеся мер демографической политики, должны учитывать относительно слабую связь между показателями продолжительности жизни и распределением смертей по причинам смерти. Этот вывод нельзя считать совершенно неожиданным. В литературе уже высказывалась (сформулированная на совершенно других основаниях) гипотеза, согласно которой повышение с возрастом риска смерти человека определяется переходом организма в состояние неспецифической уязвимости, в силу чего «ликвидация отдельных причин смерти не может изменить величину возрастного приращения интенсивности смертности. Этот ... вывод принципиально отличается от прогнозов, основанных на анализе отдельных причин смерти» [10, с. 110]. Наше исследование опровергает последнюю часть этого вывода, но подтверждает первую.

В действительности, как мы видели, анализ связи средней продолжительности жизни с причинами смерти как раз показывает, что на современном этапе (но это не относится к недавнему прошлому, когда разворачивалась демографическая революция) изменение соотношения причин смерти слабо влияет на динамику смертности и продолжительности жизни, и именно потому, что теперь сильно возрос вклад в детерминацию подавляющего числа смертных случаев воздействий неспецифического характера. Соответственно и прогноз увеличения средней

продолжительности жизни следовало бы увязать с предполагаемой динамикой таких неспецифических воздействий.

Возможны различные подходы к прогнозированию этой будущей динамики. В частности, если согласиться с точкой зрения Л. А. Гаврилова и его соавторов, полагающих, что «возрастное приращение интенсивности смертности определяется исключительно процессами старения организма» [10, с. 112], то надо признать, что в современных условиях главное направление усилий, нацеленных на увеличение продолжительности жизни, — воздействие на саму скорость старения. В этом случае надо согласиться и с тем, что «успехи в борьбе с конкретными причинами смерти не могут изменить величину возрастного увеличения риска гибели» [10, с. 122].

Но не исключена и другая интерпретация сложившейся ситуации (в фактической оценке которой у нас много общего с выводами работы [10]). Неспецифические воздействия, ведущие к смерти, могут отражать «лучшее» или «худшее» состояние внешней среды, так сказать, «напряженность» средового фона. Ослабление этой напряженности благодаря тем или иным методам оздоровления среды может вести к снижению возрастного риска смерти даже и без изменения скорости старения (именно это, вероятнее всего, и происходит сейчас во всех тех случаях, когда средняя продолжительность жизни в экономически развитых странах действительно растет). Реальным же стимулом к такому оздоровлению среды каждый раз оказывается стремление ограничить действие факторов, ведущих к вполне определенным видам заболеваемости и смертности. Поэтому успехи в борьбе с конкретными причинами смерти в конечном счете все-таки ведут к общему снижению риска гибели. А если это так, то знание структуры причин смерти, понимание закономерностей ее формирования имеют первостепенное практическое значение.

4.3. Типовые таблицы смертности в региональном демографическом анализе

4.3.1. История разработки типовых таблиц смертности

В решениях XXIV, XXV и XXVI съездов КПСС постоянное внимание уделялось необходимости совершенствования демографического прогнозирования. Выполнение этой задачи на современном этапе требует дальнейшего изуче-

ния региональных особенностей воспроизводства населения.

Одна из ключевых проблем регионального демографического прогноза — определение возрастных показателей дожития и рождаемости для каждой территории со сравнительно небольшим населением на начало прогнозного периода и на весь период прогноза (порядка 20 лет). При этом, например, только по РСФСР выделяется 73 территориальные единицы.

Опыт расчета демографических таблиц по отдельным областям показывает, что их возрастные показатели подвержены случайным искажениям и их применение при расчетах методом передвижки по возрастам в некоторых случаях нецелесообразно. В связи с этим в практике прогнозирования часто используются демографические таблицы, рассчитанные для группы областей или для союзной республики в целом.

Однако групповые таблицы, показатели которых по существу представляют собой средние взвешенные из показателей для областей, входящих в группу, не всегда отражают общие закономерности рождаемости и смертности и тем более не всегда позволяют предвидеть их динамику в будущем. Расчет типовых демографических таблиц, т. е. таблиц, отражающих общие закономерности смертности данной группы населения, представляется более предпочтительным.

Это делает актуальным анализ мирового опыта построения типовых (модельных) демографических таблиц. Рассмотрим опыт построения типовых таблиц смертности.

Математические методы издавна применяются для описания процесса вымирания популяций. Можно выделить два подхода. Сущность первого подхода состоит в стремлении найти единую математическую формулу «закона смертности», второй подход — построение типовых таблиц дожития. В 1725 г. математик А. Муавр, изучая таблицу смертности Галлея, предположил, что числа доживающих уменьшаются с возрастом в арифметической прогрессии. Гипотеза А. Муавра вскоре была опровергнута. Через 100 лет Б. Гомперц выдвинул гипотезу экспоненциального роста вероятности смерти с возрастом. Его знаменитая формула, уточненная У. Мейкемом, нашла широкое применение в расчетах возрастных вероятностей умереть (q_x). Эмпирическим путем было доказано, что формула Гомперца — Мейкема достаточно точно описывает смертность в возрастах 30 лет и старше.

Среди современных попыток дать математическое

описание изменения смертности с возрастом наибольшую известность приобрела модель У. Брасса [3], занимающая промежуточное положение между двумя подходами к моделированию смертности. В основе модели лежит изменение с возрастом величин $\logit(l(x))$ — логит функции от чисел доживающих $l(x)$:

$$Y_x = \logit(l(x)) = \frac{1}{2} \ln \frac{l_x}{l_0 - l_x}.$$

Ясно, что l/x при $x \rightarrow 0$ стремится к $-\infty$, затем возрастает, достигая 0 в возрасте, соответствующем медианной продолжительности жизни, а в предельном возрасте живущих стремится к $+\infty$. Брасс предположил и статистически доказал на обширном материале, что если удачно выбрать ряд стандартных логитов $Y_x^{ст}$, то всякая реальная таблица смертности хорошо описывается двумя параметрами α и β , такими, что

$$Y_x = \alpha + \beta Y_x^{ст},$$

причем это соотношение достаточно хорошо выполняется для всех возрастов.

Авторы типовых таблиц смертности не пытаются найти единую математическую формулу возрастной смертности, но стремятся построить ее числовую модель. По форме типовые таблицы есть некоторым образом упорядоченный набор таблиц смертности. При этом предполагается, что всякая таблица смертности населения, на которое распространяется действие типовых таблиц, достаточно близка к одной из таблиц набора.

Первые типовые таблицы смертности были построены Э. Коулом и опубликованы в 1944 г. в работе коллектива авторов под руководством Ф. Ноутстейна, посвященной проблемам населения Европы [47], их применение практически не вышло за рамки указанной работы.

Спустя 11 лет, в 1955 г., Отдел народонаселения ООН выпустил в свет серию модельных таблиц смертности [34], которая была рассчитана экспертами ООН, исходя из 158 таблиц смертности (полных и кратких), исчисленных в 50 странах мира и охватывающих период начиная с последнего десятилетия XIX в. и до 50-х годов XX в., причем примерно $\frac{1}{3}$ относились к 1940 г. и позже. Основной целью этой работы ООН было получение характеристик возрастной смертности для стран с неполным и нерегулярным учетом смертности. Таблицы представляли собой ряд таблиц смертности, упорядоченных условным индикатором «уровень смертности». При переходе от 40-го к 1-му уровню

продолжительность жизни для обоих полов вместе возрастала от 18,8 до 71,7 года. Каждому уровню соответствовала определенная таблица смертности для мужчин и женщин.

Критические замечания, касающиеся таблиц, побудили авторов уточнить некоторые положения методики [44]. Таблицы ООН до сих пор широко применяются как по своему прямому назначению, так и в других исследованиях.

Проведенный в 1959 г. С. Ледерманом и Ж. Бреа [41] статистический анализ исходного массива данных для типовых таблиц смертности ООН лег позднее в основу новой, еще одной редакции этих таблиц, разработанной Ж. Буржуа-Пиша (таблицы были опубликованы в изданиях ООН 1962—1968 гг. [39, 53]). Таблицы, построенные методом факторного анализа, представляют больше методологическую, чем практическую, ценность.

В 1966 г. опубликовали региональные типовые таблицы смертности Э. Коул и П. Демени [38]. Для своего расчета они использовали, после тщательного анализа качества исходных данных, 326 кратких таблиц смертности, рассчитанных по материалам переписей населения и текущего учета. 80% таблиц были построены для стран с европейским населением, 35% всех таблиц, отобранных авторами, были построены после 1945 г. и примерно столько же до 1919 г. Таблицы Коула и Демени включают четыре «типовых семейства» таблиц смертности, названных по наименованиям четырех сторон света: «Север», «Запад», «Юг», «Восток». Каждое региональное семейство отражает особенности смертности одной из групп исходного набора таблиц. В рамках каждого семейства представлены 24 пары таблиц смертности для мужчин и женщин. Таблицы пронумерованы по «уровням» от 1 до 24. С ростом уровня продолжительность жизни мужчин возрастает примерно от 17—20 лет до 72—74 лет в зависимости от типа, а у женщин во всех типах от 20 лет до 77,5 года.

Таким образом, каждая пара таблиц характеризуется двумя признаками — «тип» и «уровень» в отличие от таблиц ООН, где участвовал только уровень.

Следует указать, что таблицы Коула и Демени, как наиболее популярные типовые таблицы смертности, широко используются в демографических исследованиях до настоящего времени.

Наконец, в 1982 г. ООН опубликовала принципиально новые типовые таблицы смертности для развивающихся стран [45]. При их расчете впервые были широко использованы таблицы смертности для развивающихся стран Азии, Африки и Латинской Америки. В основе модели лежат

36 реальных таблиц, главным образом за период после 1945 г. Авторы отказались от жесткого представления таблиц смертности парами, в которых каждой мужской паре соответствует определенная женская. Таблицы рассчитаны для значений средней продолжительности жизни мужчин и женщин от 35 до 75 лет с шагом в один год. Кроме общей модели рассчитаны четыре региональные модели: «Дальний Восток», «Южная Азия», «Латинская Америка», «Чили».

4.3.2. Методы расчета типовых таблиц смертности

Остановимся подробнее на методах построения типовых таблиц смертности. Первые типовые таблицы Э. Коула были рассчитаны на основе метода линейной регрессии исходного набора таблиц. Для каждой пятилетней возрастной группы было найдено уравнение вида

$${}_tq_x = a_x + b_x e_{10},$$

где e_{10} — продолжительность предстоящей жизни в возрасте 10 лет, независимая переменная; ${}_tq_x$ — вероятность смерти в возрасте от x до $x + 5$ лет, зависимая переменная⁶; a_x , b_x — коэффициенты уравнения регрессии. Затем для серии значений e_{10} были рассчитаны значения ${}_tq_x$ и построены таблицы.

Следует отметить, что этот подход сохранен в типовых таблицах Коула и Демени, хотя метод их расчета более совершенен. Прежде всего на основе данных всех 326 таблиц была построена предварительная однопараметрическая система типовых рядов вероятностей смерти и на их основе предварительные таблицы смертности. Был использован следующий метод построения. Все величины ${}_tq_x$ для каждого возраста x были расположены в порядке убывания от наибольшего значения к наименьшему в каждой возрастной группе. Затем были построены ряды из возрастных вероятностей смерти ${}_tq_x$, занимающих один и тот же ранг. Необходимость построения этих предварительных типовых рядов вероятностей смерти вызвана тем, что показатели использованных 326 таблиц смертности варьировали в очень широких пределах: анализ отклонений без предварительной группировки был бы затруднителен. На основе каждого ряда ${}_tq_x$ была построена таблица смертности.

Следующим шагом было изучение соотношений показате-

телей реальных таблиц смертности и полученных предварительных моделей.

Каждая реальная таблица смертности сравнивалась с ближайшей к ней в отношении продолжительности жизни при рождении предварительной моделью. Объектом сравнения были вероятности ${}_tq_x$, $x = 0, 1, 5, 10, \dots, 75$ годам. Разности значений ${}_tq_x$ реальной таблицы и предварительной модели были нанесены на графики. Такие графики были построены для всех 326 таблиц для удобства визуального анализа.

Были выявлены два типа особенностей:

- 1) отклонения, характерные для одной страны за разные периоды времени;
- 2) отклонения, характерные для населений, живущих в похожих географических условиях.

Исходя из типичных отклонений были выделены четыре группы стран:

I группа — «Восток». В нее вошли таблицы смертности населения Австрии, Германии и ее частей, Чехословакии, Северной и Центральной Италии, Венгрии, Польши;

II группа — «Север». Таблицы смертности населения Швеции, Норвегии (до 1920 г.) и Ирландии;

III группа — «Юг». Для таблиц смертности населения Португалии, Испании и Южной Италии;

IV группа — «Запад». В нее вошли все оставшиеся таблицы смертности.

На основе этой группировки в дальнейшем строились четыре группы модельных таблиц смертности.

Особенности группы I — более высокая детская и старческая смертность, чем в предварительной модели. Для группы II характерна более низкая смертность, исключая возрасты 40—50 лет. Особенность группы III — подъем смертности в возрастах 0—5 лет и 40 лет и старше, но не такой большой, как в группе I. У группы IV нет каких-либо систематических особенностей.

Для оценки качества группировки был использован корреляционный анализ.

Следующим этапом был расчет региональных типовых таблиц смертности. В отличие от первых типовых таблиц смертности, рассчитанных в Принстоне в 1944 г., где показатель ${}_tq_x$ определялся с помощью линейной регрессии по e_{10} , здесь было использовано сочетание линейной и логарифмической регрессий. В каждом возрасте были рассчитаны уравнения линейной и логарифмической регрессий ${}_tq_x$ по e_{10} . Функция связи, определяющая зависимость ${}_tq_x$ от e_{10} , строилась следующим образом. Линии линейной и

⁶ Индекс справа означает начальный возраст интервала, слева — величину интервала.

логарифмической регрессий пересекались при двух значениях e_{10} . Для низких значений e_{10} (до первого пересечения) функция связи описывалась уравнением линейной регрессии. В интервале от первого пересечения до второго (для точек со средними значениями продолжительности жизни) функция связи принималась равной средней арифметической из двух уравнений регрессии. После второго пересечения (для точек с высокой продолжительностью жизни) эта функция описывалась уравнением логарифмической регрессии.

На основании полученной функции связи для каждого возраста были рассчитаны величины ${}_tq_x$ для соответствующих x , для различных значений независимой переменной e_{10} . Каждому e_{10} соответствует, таким образом, ряд ${}_tq_x$, $x = 0, 1, 5, 10, \dots, 80$. Для каждого такого ряда ${}_tq_x$ были рассчитаны таблицы смертности.

Вначале был проведен расчет таблиц для женщин. При этом были подобраны такие значения e_{10} , чтобы средняя продолжительность предстоящей жизни принимала соответствующие значения с шагом 2,5 года. Показатели соответствующей таблицы мужской смертности рассчитывались аналогично, а значение параметра e_{10} определялось исходя из сложившихся соотношений в по возрастной смертности мужчин и женщин.

При расчете первых модельных таблиц смертности ООН был реализован несколько иной подход. Сначала отыскивалась взаимосвязь между показателями смертности в двух смежных возрастных группах (например, ${}_1q_0$ коррелировалось с ${}_4q_1$; ${}_4q_1$ — с ${}_5q_5$ и т. д.). Соотношение вероятностей смерти для каждой пары смежных возрастных групп описывалось с помощью парабол второго порядка, которые определялись методом наименьших квадратов.

Первая из серий модельных таблиц смертности рассчитывалась на основе 17 уравнений для каждого из 17 уровней, начиная со значения ${}_1q_0$, несколько меньшего, чем при самом низком уровне смертности, который был в таблицах, послуживших исходными для модельных таблиц.

Следующие 16 уровней модельных таблиц были получены для ряда значений младенческой смертности с шагом 5% от ${}_1q_0 = 20\%$ до ${}_1q_0 = 100\%$.

Вторая серия показателей — для остальных 23 уровней — рассчитывалась для значений от ${}_1q_0 = 100\%$ до ${}_1q_0 = 330\%$ с интервалом в 10%. Последний, 40-й уровень при этом соответствовал максимальной смертности в таблицах, послуживших исходными для модельных таблиц.

Следующим этапом расчета после получения кривых

${}_tq_x$ для 40 уровней был расчет e_0 . В таблицах для населения обоих полов показатель изменялся от 18,83 в сороковом уровне до 71,71 года в первом уровне.

Затем модельные таблицы смертности рассчитывались для мужчин и женщин отдельно. Они строились на основе соотношений между смертностью женщин и мужчин, выявленных эмпирически.

В основу расчетов было положено соотношение полов в поколении. Для родившихся это соотношение принималось на уровне 105—106 мальчиков на 100 родившихся девочек. Затем предполагалось, что приблизительно к 20 годам численность лиц мужского и женского пола выравнивается в результате большей смертности мужчин. С увеличением средней продолжительности жизни разрыв в показателях вероятности смерти для мужчин и женщин растёт во всех возрастных группах.

Для контроля полученных результатов были предварительно рассчитаны четыре усредненные таблицы смертности. Исключив 29 менее достоверных таблиц, авторы сгруппировали остальные следующим образом (табл. 4.7).

Таблица 4.7

Группа	Средняя продолжительность жизни для обоих полов	Число таблиц смертности, входящих в группу
A	65 лет и более	21
B	55,0—64,9 года	51
C	45,0—54,9 года	34
D	45 лет и менее	23

Методика расчета таблиц смертности ООН неоднократно подвергалась критике. При этом указывалось на два ее недостатка.

Первый недостаток. Коэффициент младенческой смертности ${}_1q_0$ занимает в методике центральное, выделенное положение, по нему определяются все иные вероятности смерти. Вместе с тем смертность на первом году жизни весьма подвержена преходящим влияниям, флюктуациям, и соответствующий показатель нередко искажается в результате ошибок учета.

Второй недостаток. Параболическая регрессия удовлетворительно описывает связи в середине области определения, но искажает их на концах интервалов. С учетом этого спустя год была рассчитана еще одна серия типовых таблиц, где параболическая регрессия была заменена линейной.

С. Ледерман и Ж. Бреа провели факторный анализ отклонений от среднего значения возрастных вероятностей

смерти для всех 158 пар таблиц, вошедших в типовые таблицы ООН. Были выделены пять формальных факторов, объясняющих 96% вариации величин ${}_xq_x$. В интерпретации Ж. Буржуа-Пиша эти результаты выглядят следующим образом.

Пусть c_1, c_2, c_3, c_4 и c_5 — значения этих пяти факторов смертности для конкретного населения, а m_x — здесь среднее значение коэффициентов смертности. Тогда коэффициент смертности в определенном возрасте x при данном уровне действия перечисленных факторов принимает следующий вид:

$$m_x = \mu_x (A_x)^{c_1} (B_x)^{c_2} (C_x)^{c_3} (D_x)^{c_4} (E_x)^{c_5},$$

где c_1, c_2, c_3, c_4, c_5 зависят от уровня здоровья и условий жизни населения и одинаковы для всех возрастов; A_x, B_x, C_x, D_x и E_x — коэффициенты, которые зависят только от возраста и одинаковы для всех населений. Уровень смертности, соответствующий среднему значению для 158 таблиц, достигается при c_1, c_2, c_3, c_4 и c_5 , равных 0:

$$m_x = \mu_x.$$

Остановимся подробнее на интерпретации выделенных пяти факторов. Фактор c_1 определяет общий уровень смертности. Величины $m_x = \mu_x (A_x)^{c_1}$ при различных значениях c_1 чрезвычайно близки к типовым таблицам смертности ООН с соответствующими значениями средней продолжительности жизни при рождении e_0 . Остальные факторы описывают отклонения от типовых таблиц.

Так, второй фактор (c_2) отражается только на смертности в возрастах старше 25 лет; его воздействие незначительно в возрастах от 25 до 35 лет, затем оно возрастает и достигает максимального значения в возрасте 55 лет, а затем убывает; в возрастах старше 75 лет влиянием этого фактора можно пренебречь. Третий фактор (c_3) действует в преклонных возрастах. Четвертый (c_4) — в возрастах до 5 лет, а пятый фактор (c_5) влияет на смертность только мужского населения в возрасте от 5 до 70 лет.

Ж. Буржуа-Пиша разработал поправочные коэффициенты для коррекции показателей типовых таблиц ООН, с тем чтобы приблизить их значения к показателям реальных таблиц. С помощью такого приема и были модифицированы модельные таблицы ООН.

Факторный анализ оказался столь плодотворным, что он был вновь применен при расчете типовых таблиц

смертности ООН 1982 г. Типовые таблицы были рассчитаны следующим образом.

На первом этапе была проведена группировка 36 таблиц смертности в зависимости от характера отклонений возрастного ряда вероятностей смерти ${}_xq_x$ от соответствующего ряда, взятого из типовых таблиц смертности Коула и Демени, серия «Запад», — с той же средней продолжительностью жизни при рождении, что и в рассматриваемой таблице. Выяснилось, что основные различия связаны с особенностями смертности в детских возрастах.

Затем для каждой из четырех групп и для всего массива, отдельно для мужчин и женщин, были рассчитаны матрицы парных коэффициентов корреляции величины ${}_x D_x = \text{logit} ({}_x q_x)$ для возрастов 0, 1, 5, ..., 80 лет. Напомним,

что $\text{logit} ({}_x q_x) = \frac{1}{2} \ln \frac{{}_x q_x}{1 - {}_x q_x}$. С помощью стандартной про-

цедуры факторного анализа — «метода главных компонент» — были выделены три фактора, описывающие 97% вариации величины ${}_x D_x$, причем первый фактор объясняет около 90% вариации. В общем виде для каждой таблицы смертности справедливо соотношение:

$${}_x D_x = {}_x Y_x + \sum_{m=1}^k a_m U_{mx},$$

где ${}_x Y_x$ — среднее значение логитов вероятностей смерти в возрасте x во всем массиве; k — число выделенных факторов; U_{mx} — влияние m -го фактора на ${}_x D_x$; a_m — уровень m -го фактора, соответствующий данной таблице.

В качестве серий типовых таблиц смертности были взяты таблицы с нулевыми уровнями второго и третьего факторов и с различными значениями уровней первого фактора, т. е. соответствующие ${}_x D_x$ записываются в виде ${}_x Y_x + a_m U_{mx}$. Были подобраны такие значения a_m , чтобы соответствующая величина e_0 принимала целые значения.

Несомненную пользу при расчетах типовых таблиц может принести привлечение данных о причинах смерти⁷. Вместе с тем методика использования данных о смертности по причинам при расчете типовых таблиц разработана крайне слабо. (К тому же трудно рассчитывать на получение по небольшим территориям достоверных детальных показателей, характеризующих смертность по причинам смерти.)

Единственную известную нам попытку установить связь между возрастной смертностью и общими характе-

⁷ На это указывает и Е. С. Большакова [2].

ристиками смертности по причинам предпринял С. Прес-тон [48], который, опираясь на данные о смертности по причинам в 165 населенных [49], попытался определить параметры уравнений регрессии вида (для каждого возраста от 0 до 80 лет):

$$\ln p_x = a_x + \sum_i b_{xi} m^i,$$

где p_x — вероятность дожития; m^i — стандартизованный коэффициент смертности от i -й причины.

Для проведения подробного анализа были выделены следующие группы причин смерти: туберкулез; другие инфекционные и паразитарные болезни; болезни органов дыхания; диарейные заболевания и отдельные причины перинатальной смерти; все несчастные случаи, отравления и травмы; материнская смертность, другие и неточно обозначенные причины смерти.

Какие же практические выводы позволяет сделать проведенный анализ методов построения типовых таблиц смертности?

Во-первых, этапу конструирования модели должна предшествовать группировка территорий. Именно этот прием оказался плодотворным при расчете таблиц Коула и Демени 1966 г. и типовых таблиц ООН 1982 г. Параметрами группировки могут служить как возрастные характеристики смертности, что предпочтительнее, так и ее кумулятивные характеристики.

Во-вторых, в качестве базового показателя для расчета типовых таблиц целесообразно принять возрастные вероятности смерти q_x , исходный показатель таблиц смертности.

Сформулированная в начале параграфа задача не предполагает расчета серий типовых таблиц; нам достаточно построить типовые таблицы — модели смертности однородных групп территорий. В силу этого требует специального изучения вопрос о целесообразности применения факторного или регрессионного анализа. Быть может, достаточно ограничиться процедурами группировки и усреднения, как при расчете четырех моделей A , B , C , D (типовые таблицы смертности ООН, 1955 г.). Однако в качестве параметра группировки, по-видимому, лучше взять не e_0 , а e_5 или e_{10} , как в методике Коула и Демени.

Что касается данных о смертности по причинам, то, по-видимому, они могут быть использованы лишь на этапе группировки территорий.

5. ВОСПРОИЗВОДСТВО НАСЕЛЕНИЯ И МИГРАЦИЯ

5.1. Стабилизация структуры населения с миграцией¹

5.1.1. Математическое описание

За последние годы многое сделано в области изучения и содержательного анализа основных миграционных тенденций (например, [2], [8], [11], [13]), разработаны некоторые методы их формального описания, используемые в прикладных работах (например, [10]). Один из путей дальнейшего развития исследований заключается в разработке математического описания миграционных процессов. Такое описание должно основываться на наиболее важных качественных характеристиках рассматриваемого процесса. Эти характеристики должны последовательно детализироваться для повышения соответствия результатов расчетов по модели статистическим данным. Необходимо отметить, что каждый уровень описания обладает определенной автономностью, так как вывод соотношений и интерпретация численных расчетов базируются на некотором более или менее цельном наборе предпосылок. Расширение такого набора приводит к построению уже следующего уровня описания.

При выделении исходной системы показателей, положенных в основу последующего математического анализа, авторы стремились обеспечить ее методологическое соответствие конкретным исследованиям миграционного процесса [2, 11]. Информационная же обеспеченность развитого описания является далеко не полной. В связи с этим представляющее далее замкнутое описание процесса межтерриториальной миграции можно рассматривать как одну из возможных схем выделения статистической информации, необходимой для проведения реальных расчетов, проверки введенных гипотез, а также развития дальнейших исследований зависимости миграционного процесса от факторов социально-экономического развития регионов.

В [3] описывается процесс межтерриториальной миграции без учета возрастно-половой структуры населения районов. В данной главе, представляющей собой развитие

¹ Основные положения этой главы опубликованы в работе [4].

[3], миграция и воспроизводство населения рассмотрены совместно. На основе развитого описания может быть изучено влияние миграционного процесса на динамику возрастно-половой структуры населения при различных вариантах прогноза используемых миграционных и демографических характеристик. В разделе представлены результаты численных расчетов, на основе которых сформулирован ряд утверждений, являющихся обобщением известных результатов теории стабильного населения.

Описание миграции населения между экономическими районами страны, совокупность которых соответствует ее общей территории, базируется на следующих основных предположениях.

1. Население разграничено на группы по ряду социально-демографических признаков (таких, как пол, возраст, район проживания, время проживания и др.). Необходимость такого разграничения обусловлена различием миграционного поведения отдельных групп населения.

2. Введены характеристики, описывающие интенсивность демографических процессов в каждой группе (смертность, рождаемость, миграционная подвижность и др.).

3. Введены параметры, характеризующие направленность социально-демографических процессов (например, распределение мигрантов по районам вселения).

4. Выведены уравнения, описывающие динамику каждой социально-демографической группы (например, изменение со временем численности коренного населения в районе).

5. Даны уравнения, связывающие фазовые переменные модели (миграционные потоки и распределение населения между группами) с параметрами движения (коэффициентами миграционной подвижности, смертности, рождаемости и пр.).

6. Сформулированы условия, при которых могут быть решены все уравнения модели.

Рассмотрим далее формализованное описание модели. Пусть исследуется Q экономических районов и население каждого из них делится на *коренное* и *некоренное*. К коренному населению отнесем людей, проживающих на территории данного района достаточно долго (сколько именно, указано далее), остальных — к некоренному населению. Необходимость такого разделения обусловлена тем, что миграционная подвижность лиц, сменивших район проживания, значительно выше, чем у коренного населения, поэтому их вклад в совокупный миграционный поток

должен быть существенным. Кроме того, миграционная подвижность зависит от времени проживания на территории данного района и района выезда [2]. Она считается также зависящей от возраста и пола². В связи с этим предполагается заданным в некоторый начальный момент t_0 распределение $l_q^s(t_0, x)$ коренного населения района q по возрасту x и полу s (индекс s принимает два значения: 0 соответствует женскому полу, 1 — мужскому) и распределение $\lambda_{qq'}^s(t_0, \tau, x)$ некоренного населения района q — выходцев из района q' — по возрасту x и времени проживания τ в районе q .

Обозначим через $k_q^s(t, x)$ коэффициент межрайонной миграционной подвижности коренного населения, который представляет собой долю коренного населения района q пола s в возрасте x , выезжающего из данного района в единицу времени. Распределение мигрантов из состава коренного населения района q по районам вселения $q'=1, \dots, Q$ обозначим $\gamma_{qq'}^s(t, x)$, причем $\sum_{q'} \gamma_{qq'}^s(t, x) = 1$, $q=1, \dots, Q$. Тогда распределение ${}^1\mu_{qq'}^s(t, x)$ по возрасту x и полу s потока мигрантов из состава коренного населения района q в q' в момент t будет

$${}^1\mu_{qq'}^s(t, x) = \gamma_{qq'}^s(t, x) k_q^s(t, x) l_q^s(t, x), \quad (5.1)$$

$$q, q' = 1, \dots, Q, s = 0, 1.$$

В формуле (5.1) произведение $k_q^s(t, x) l_q^s(t, x)$ представляет поток мигрантов из состава коренного населения района q , а произведение $\gamma_{qq'}^s(t, x) k_q^s(t, x)$ — интенсивность переселений коренных жителей района q в район q' .

Распределение лиц, вышедших из состава коренного населения района q' и проживающих в течение τ лет в районе q по возрасту x и полу s , в текущий момент времени t обозначим $\lambda_{qq'}^s(t, \tau, x)$. Будем считать, что в состав коренного населения района q входят лица, проживающие на его территории более $T_{qq'}$ лет. Время «приживаемости» $T_{qq'}$ определяется из условия, что миграционная подвижность выходцев из района q' , проживающих $T_{qq'}$ лет в районе q , сравнялась с миграционной подвижностью коренного населения [11]³. Тогда число $L_{qq'}(t)$

² При дальнейшей детализации описания миграционного процесса возможно рассмотрение распределения населения по социальным группам, по профессиональному признаку, по уровню образования и т. п.

³ Время приживаемости является, вообще говоря, функцией ряда демографических характеристик населения, однако, в связи с тем что конкретных исследований по этому вопросу нет, указанная зависимость в дальнейшем не учитывается.

лиц — выходцев из коренного населения района q' , находящихся в момент t в районе q и еще не перешедших в состав его коренного населения, равно

$$L_{qq'}(t) = \sum_{s=0,1} \int_0^{\infty} \int_0^{T_{qq'}} \lambda_{qq'}^s(t, \tau, x) d\tau dx, \quad q, q' = 1, \dots, Q. \quad (5.2)$$

Далее предполагается, что доля лиц, переехавших в данный район и не адаптирующихся в новых условиях, зависит от возраста и пола и уменьшается с увеличением времени проживания. Соответствующий параметр модели — коэффициент «вытеснения» $d_{qq'}^s(t, \tau, x)$ — задается как отношение плотности по времени проживания τ и возрасту x потока уезжающих в момент t лиц — выходцев из района q' , находящихся в течение τ лет в районе q , к их плотности по времени проживания τ и возрасту x в районе q .

Распределение мигрантов из состава некоренного населения по районам вселения определяется временем проживания, районом проживания и индексом района выезда. В рассматриваемой модели предполагается следующий характер этой зависимости: с увеличением времени проживания на территории данного района q уменьшается доля лиц, распределение которых по районам вселения совпадает с распределением мигрантов из состава коренного населения района первоначального выезда q' , и соответственно возрастает доля лиц, распределение которых по районам вселения совпадает с распределением мигрантов из состава коренного населения проживания q . Соответствующие обозначения $\beta_{qq'}^s(t, \tau, x)$ и $\alpha_{qq'}^s(t, \tau, x)$, причем естественно предположить, что $\beta_{qq'}^s(t, \tau, x)$ монотонно убывает по τ на интервале $[0, T_{qq'}]$. В результате вторичной миграции лиц из состава некоренного населения они попадают в состав некоренного населения района вселения, а индекс района их распределения по районам вселения определяет индекс района выезда.

Подобное построение представляет собой способ описания процесса адаптации переселенца в новом районе. Переходу в состав коренного населения данного района предшествует период изменения распределения по районам вселения мигрантов из состава некоренного населения и снижения миграционной подвижности до уровня миграционной подвижности коренного населения данного района. Соответствующее распределение по возрасту миграционного потока из района q в q' лиц — выходцев из района q'' , распределение которых по районам вселения

совпадает с распределением мигрантов из состава коренного населения района q'' , описывается следующим выражением:

$$\mu_{qq'}^s(t, x) = \sum_{q''} \gamma_{qq''}^s(t, x) \int_0^{T_{qq''}} \beta_{qq''}^s(t, \tau, x) d_{qq''}^s(t, \tau, x) \lambda_{qq''}^s(t, \tau, x) d\tau, \quad q, q' = 1, \dots, Q, s = 0, 1. \quad (5.3)$$

Распределение же по возрасту x последней составляющей миграционного потока из района q в q' лиц — выходцев из района q'' , распределение которых по районам вселения определяется распределением мигрантов из состава коренного населения района q , описывается

$$\mu_{qq'}^s(t, x) = \sum_{q''} \gamma_{qq''}^s(t, x) \int_0^{T_{qq''}} \alpha_{qq''}^s(t, \tau, x) d_{qq''}^s(t, \tau, x) \lambda_{qq''}^s(t, \tau, x) d\tau, \quad q, q' = 1, \dots, Q, s = 0, 1. \quad (5.4)$$

Введенные доли α , β удовлетворяют тождеству

$$\beta_{qq'}^s(t, \tau, x) + \alpha_{qq'}^s(t, \tau, x) \equiv 1,$$

что означает следующее. Все выезжающие направляются в другие районы только в одном из двух качеств: либо как коренное население района предыдущего проживания, либо как коренное население района текущего проживания. Сумма долей мигрантов этих двух типов равна единице.

Прежде чем выписать замкнутую систему уравнений, характеризующую миграционный процесс с учетом воспроизводства населения, необходимо иметь следующие коэффициенты: возрастной смертности некоторых жителей района q — выходцев из района q' пола s — $\eta_{qq'}^s(t, x)$, возрастной смертности коренного населения района q — $\eta_q^s(t, x)$, а также возрастной рождаемости $p_q(t, x)$ и $p_{qq'}(t, \tau, x)$ для коренного и некоренного женского населения района q соответственно.

Можно показать [1], что изменение плотности $\lambda_{qq'}^s(t, \tau, x)$ по времени проживания и возрасту для некоренного населения района q — выходцев из района q' описывается уравнением

$$\frac{\partial \lambda_{qq'}^s}{\partial t} + \frac{\partial \lambda_{qq'}^s}{\partial \tau} + \frac{\partial \lambda_{qq'}^s}{\partial x} = - [d_{qq'}^s(t, \tau, x) + \eta_{qq'}^s(t, x)] \lambda_{qq'}^s(t, \tau, x). \quad (5.5)$$

Смысл уравнения состоит в том, что изменение со временем функции плотности некоренного населения представляет собой монотонное убывание. Скорость убывания

складывается из скорости смертности и скорости выезда из района. Скорость смертности пропорциональна плотности некоренного населения. Коэффициентом пропорциональности является коэффициент смертности некоренного населения. Скорость выезда из района (скорость «вытеснения») пропорциональна плотности некоренного населения. Коэффициентом пропорциональности является коэффициент вытеснения. Он характеризует интенсивность процесса миграции некоренного населения.

Слева стоит полная производная по времени вдоль прямой $t - \tau = \text{const}$, $t - x = \text{const}$, а справа — сумма плотностей по возрасту x и времени проживания τ потоков уезжающих и умерших в момент t . Заметим, что в пространстве t, τ, x некоренной житель движется вдоль прямой, параллельной $t = \tau = x$, т. е. за единицу времени возраст жителя и время его проживания в районе увеличиваются на единицу времени. Поэтому для решения (5.5) необходимо задать начальные

$$\lambda_{qq'}^s(t_0, \tau, x) \quad (5.6)$$

и граничные условия

$$\lambda_{qq'}^s(t, 0, x) = l_{qq'}^s(t, x). \quad (5.7)$$

$$\lambda_{qq'}^s(t, \tau, 0) = b^s \int_{x_1}^{x_2} \lambda_{qq'}^0(t, \tau, x) p_{qq'}(t, \tau, x) dx, \quad (5.8)$$

где $l_{qq'}^{s+}(t, x)$ — плотность по возрасту x потока приезжающих в район q выходцев из района q' (см. [11]); x_1, x_2 — крайние значения области рождаемости; b^0, b^1 — доля девочек и соответственно мальчиков среди родившихся. Начальные условия — это плотность некоренного населения по времени проживания и возрасту в начальный момент времени t_0 . В правой части условия (5.8) стоит плотность потока новорожденных по времени проживания родителей. Условие (5.8) дано в предположении, что время проживания ребенка на территории данного района совпадает со временем проживания его родителей (матери). Такой подход представляется наиболее естественным при моделировании процесса приживаемости.

Метод передвижки по возрастам можно обобщить на миграционный процесс (тогда его можно назвать методом передвижки по возрасту и времени проживания) и представить решение уравнения (5.5) в квадратурах, если разбить пространство t, x, τ на три области и воспользоваться одним из условий (5.6) — (5.8). В данном выражении коэффициенты передвижки имеют вид экспоненты с показа-

телем, учитывающим процессы миграции и смертности. От решения вопроса о том, что произошло раньше с каждым некоренным жителем — родился ли житель в данном районе, приехал ли в район, или жил с момента t_0 , — зависит, в какую из областей пространства t, x, τ он попадает и соответственно каким из трех выражений необходимо воспользоваться:

$$\lambda_{qq'}^s(t, \tau, x) = \exp \left\{ - \int_0^t (d_{qq'}^s(t - \tau + \tau', \tau', x - \tau + \tau') + \eta_{qq'}^s(t - \tau + \tau', x - \tau + \tau')) d\tau' \right\} l_{qq'}^{s+}(t - \tau, x - \tau)$$

при $t - t_0 - \tau > 0, x - \tau > 0$;

$$\lambda_{qq'}^s(t, \tau, x) = \exp \left\{ - \int_{\tau - t + t_0}^{\tau} (d_{qq'}^s(t - \tau + \tau', \tau', x - \tau + \tau') + \eta_{qq'}^s(t - \tau + \tau', x - \tau + \tau')) d\tau' \right\} \lambda_{qq'}^s(t_0, t_0 + \tau - t, t_0 + x - t)$$

при $t - t_0 - \tau \leq 0, x - t + t_0 \geq 0$;

$$\lambda_{qq'}^s(t, \tau, x) = \exp \left\{ - \int_0^x (d_{qq'}^s(t - x + \tau', \tau - x + \tau', \tau') + \eta_{qq'}^s(t - x + \tau', \tau')) d\tau' \right\} b^s \int_{x_1}^{x_2} \rho_{qq'}(t - x, y) \lambda_{qq'}^0(t - x, \tau - x, y) dy,$$

при $t - t_0 - x > 0, x \leq \tau, \tau \in [0, T_{qq'}], x \in [0, \infty)$.

Первое выражение описывает динамику числа некоренных жителей района q , приехавших после момента t_0 , второе — динамику некоренных жителей района q , проживавших в момент t_0 на территории района q , и, наконец, третье — динамику родившихся у некоренного населения района q — выходцев из района q' .

Плотность $l_{qq'}^{s-}(t, x)$ по возрасту x потока выходцев из района q' , переходящих в состав коренного населения района q в результате проживания $T_{qq'}$ лет в районе q , составляет

$$l_{qq'}^{s-}(t, x) = \lambda_{qq'}^{s-}(t, T_{qq'}, x), \quad q, q' = 1, \dots, Q, s = 0, 1. \quad (5.9)$$

Изменение плотности по возрасту коренного населения района описывается уравнением

$$\frac{\partial l_q^s}{\partial t} + \frac{\partial l_q^s}{\partial x} = - [k_q^s(t, x) + \eta_q^s(t, x)] l_q^s(t, x) + \sum_{q'} l_{qq'}^{s-}(t, x) \quad (5.10)$$

вдоль прямой $t - x = \text{const}$ с начальными $l_q^s(t_0, x) = l_{0q}^s(x)$

и граничными условиями $l_q^s(t, 0) = b^s \int_{x_1}^{x_2} p_q(t, x) l_q^0(t, x) dx$.

Для получения замкнутой системы уравнений и проведения соответствующих расчетов необходимо иметь соотношение для плотности по возрасту x потока мигрантов — выходцев из района q' , попадающих в момент времени t в состав некоренного населения района q , которое обозначено выше через $l_{qq'}^s(t, x)$. В соответствии со сделанными предположениями об изменении индекса района выезда в результате вторичной миграции имеем

$$l_{qq'}^s(t, x) = k_{q'}^s(t, x) \gamma_{q'q}^s(t, x) l_{q'}^s(t, x) + \\ + \sum_{q''} \gamma_{q''q}^s(t, x) \int_0^{T_{q''q'}} \beta_{q''q'}^s(t, \tau, x) d_{q''q'}^s(t, \tau, x) \lambda_{q''q'}^s(t, \tau, x) d\tau + \\ + \sum_{q''} \lambda_{q''q}^s(t, x) \int_0^{T_{q''q'''}} \alpha_{q''q'''}^s(t, \tau, x) d_{q''q'''}^s(t, \tau, x) \lambda_{q''q'''}^s(t, \tau, x) d\tau, \quad (5.11)$$

где первое слагаемое в правой части соответствует потоку мигрантов из состава коренного населения района q' ; второе — суммарному потоку мигрантов из состава некоренного населения всех районов — выходцев из района q' , не изменивших принципа распределения по районам вселения в результате проживания в новом районе; третье — потоку мигрантов из состава некоренного населения района q' , изменивших принцип распределения по районам вселения в результате проживания.

Если предположить, что данная модель обеспечена необходимой информацией, то в результате решения системы уравнений (5.1) — (5.11) могут быть определены совокупные миграционные потоки между районами $m_{qq'}(t)$ и их возрастная структура $\mu_{qq'}^s(t, x)$ в виде

$$m_{qq'}(t) = \sum_{s=0,1} \int_0^\infty \mu_{qq'}^s(t, x) dx,$$

$$\mu_{qq'}^s(t, x) = \sum_{i=1}^3 \mu_{qq'}^{is}(t, x),$$

а также динамика возрастная-половая структура населения районов, описываемая уравнением

$$\frac{\partial L_q^s(t, x)}{\partial t} + \frac{\partial L_q^s(t, x)}{\partial x} = \sum_{q'} (\mu_{q'q}^s(t, x) - \mu_{qq'}^s(t, x)) - D_q^s(t, x) = \\ = S_q^s(t, x) - D_q^s(t, x),$$

$$\text{где } D_q^s(t, x) = \eta_q^s(t, x) l_q^s(t, x) + \sum_{q'} \int_0^{T_{qq'}} \eta_{qq'}^s(t, x) \lambda_{qq'}^s(t, \tau, x) d\tau -$$

возрастная плотность потока умерших в районе q пола s в момент t ; $S_q^s(t, x)$ — возрастная-половая структура миграционного прироста района q .

Поток родившихся в районе q описывается равенством:

$$L_q^s(t, 0) = b^s \int_{x_1}^{x_2} (p_q(t, x) l_q^0(t, x) + \sum_{q'} \int_0^{T_{qq'}} p_{qq'}(t, \tau, x) \times \\ \times \lambda_{qq'}^0(t, \tau, x) d\tau) dx.$$

Представленная система дифференциальных уравнений и конечных соотношений позволяет рассчитать динамику численности и возрастная-половой структуры миграционных потоков и всех введенных категорий населения. Для этого должны быть заданы начальные и граничные условия основных фазовых переменных, характеризующих распределение населения, — плотности $l_q^s(t, x)$ и $\lambda_{qq'}^s(t, \tau, x)$ и значения параметров движения населения $k_q^s(t, x)$, $\gamma_{qq'}^s(t, x)$, $d_{qq'}^s(t, \tau, x)$, $\alpha_{qq'}^s(t, \tau, x)$, $\beta_{qq'}^s(t, \tau, x)$, $p_{qq'}(t, \tau, x)$, $\eta_q^s(t, x)$, $\eta_{qq'}^s(t, x)$, $p_q(t, x)$

на интервале времени $[t_0, T]$ при всех допустимых значениях индексов и независимых переменных τ, x, t , т. е. для всех выделенных групп населения.

5.1.2. Качественные свойства модели и численные эксперименты

На основе представленного описания было изучено влияние миграционного процесса на динамику возрастная-половой структуры населения. Соответствующие исследования велись по двум направлениям. Первое связано с обобщением классических работ в области теоретической демографии — теории стабильного населения. В рамках этой теории динамика численности и состав населения изучаются в предположении о неизменности параметров режима воспроизводства населения. Основной результат, полученный А. Лоткой (см. [9]) при рассмотрении одно-районной задачи, гласит, что возрастная структура населения выделенного региона с течением времени стремится к некоторому стационарному распределению, изменение же численности происходит по экспоненциальному закону и определяется соответствующим темпом роста. Совокупное рассмотрение населения отдельных районов без учета миграции приводит к следующему результату: при $t \rightarrow \infty$ темп роста и возрастная структура определяются предель-

ной возрастной структурой и темпом роста района, имеющего максимальный темп роста (5.11).

В результате проведенных расчетов сформулированные положения о стабилизации темпов роста и структуры населения были экспериментально подтверждены. При исследовании стабильного населения был использован принцип анализа процесса стабилизации в условиях фиксированного во времени более широкого (по сравнению с моделью Лотки) класса параметров движения населения, а именно всех характеристик воспроизводства и миграционного движения. Подчеркнем, что в общем случае параметры движения являются функцией времени. В результате анализа удалось установить следующие закономерности:

1. Возрастная структура населения каждого из районов при неизменной интенсивности миграционного процесса стремится к некоторому стационарному распределению.

2. Предельные возрастные структуры населения отдельных районов не совпадают между собой.

3. Темпы роста численности всех категорий и возрастных групп населения отдельных районов стремятся к некоторому предельному значению.

4. Предельные темпы роста всех районов совпадают между собой, соответствующее значение отличается от предельного темпа роста населения без учета процесса межтерриториальной миграции.

5. Удельные численности населения отдельных районов стремятся к некоторым предельным значениям, вообще говоря отличным от 0 и 1, как это принимается в много-районной модели стабильного населения без учета миграции.

Для формальной записи свойств стабильного населения введем следующие обозначения: $b_q(t, x)$ — удельная возрастная плотность населения района; $b_q(t, x) = \frac{l_q(t, x)}{L_q(t)}$,

$\int_0^{\infty} b_q(t, x) dx = 1$, $w_q(t) = L_q(t)/L(t)$ — удельный вес населения района q в населении всей страны; $u_q^k(t, x) = \frac{f_q^k(t, x)}{l_q(t, x)}$ — удельный вес коренного населения района q во всем населении района q ; $u_{qq'}^k(t, x)$ — удельная плотность некоренного населения по времени проживания во всем населении района q :

$$u_{qq'}(t, \tau, x) = \lambda_{qq'}(t, \tau, x)/l_q(t, x); u_q^k(t, x) +$$

$$+ \sum_{q'} \int_0^{\tau} u_{qq'}(t, \tau, x) d\tau = 1;$$

$r_q(t) = S_q(t)/L_q(t)$ — относительный миграционный прирост района q ; $\alpha_q(t) = \dot{L}_q(t)/L_q(t)$ — темп роста населения района q ; $\alpha(t) = \dot{L}(t)/L(t)$ — темп роста всего населения.

Тогда при постоянных параметрах миграции и режима воспроизводства населения существуют пределы при $t \rightarrow \infty$ фазовых переменных: $b_q(t, x)$, $w_q(t)$, $u_q^k(t, x)$, $u_{qq'}(t, \tau, x)$, а также

$$\lim_{t \rightarrow \infty} r_q(t) = r_q^\sigma \lim_{t \rightarrow \infty} \alpha_q(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \alpha(t) = \alpha^\sigma.$$

Можно показать, что темп роста стабильного населения α^σ определяется взвешенным средним коэффициентом естественного прироста населения районов. Для этого определим коэффициент ε_q^σ естественного прироста населения района q :

$$\begin{aligned} \varepsilon_q^\sigma = & \sum_{q'} \int_{x_1}^{x_2} \int_0^{T_{qq'}} P_{qq'}(t, x) u_{qq'}^{0\sigma}(\tau, x) b_q^\sigma(x) d\tau dx + \\ & + \int_{x_1}^{x_2} Q_q(x) b_q^\sigma(x) u_q^{0k\sigma}(x) dx - \\ & - \sum_{s=0,1} \int_0^\infty b_q^\sigma(x) u_q^{sk\sigma}(x) \eta_q^s(x) dx - \\ & - \sum_{s=0,1} \sum_{q'} \int_0^\infty \int_0^{T_{qq'}} u_{qq'}^{s\sigma}(\tau, x) \eta_{qq'}^s(x) b_q^\sigma(x) d\tau dx, \end{aligned}$$

где в правой части стоит разность чисел рождений и смертей, приходящихся в среднем на одного жителя района q в единицу времени. Здесь учтены различия параметров воспроизводства коренного и некоренного населения. Темп роста населения района q складывается из естественного прироста и миграционного прироста: $\alpha_q^\sigma = \alpha^\sigma = \varepsilon_q^\sigma + r_q^\sigma$.

Абсолютная величина прироста населения района q в единицу времени $\alpha_q^\sigma L_q = \alpha^\sigma L_q = \varepsilon_q^\sigma L_q + r_q^\sigma L_q = \varepsilon_q^\sigma L_q + S_q$.

Подставив сюда L_q , имеем $\alpha^\sigma w_q^\sigma L = \varepsilon_q^\sigma w_q^\sigma L + S_q$.

Просуммировав последнее выражение по всем q и учтя, что сумма миграционных приростов по всем районам равна нулю, получим требуемый результат:

$$\alpha^\sigma = \sum_q \varepsilon_q^\sigma w_q^\sigma.$$

При этом стабильное население всех районов может быть представлено в виде произведения функции, не зави-

сящей от t , на экспоненту от времени, например для коренного и некоренного населения:

$$l_q^k(t, x) = L_0 u_q^{k\sigma}(x) b_q^\sigma(x) w_q^\sigma e^{a_i^\sigma},$$

$$\lambda_{qq'}(t, \tau, x) = L_0 u_{qq'}^\sigma(\tau, x) b_q^\sigma(x) w_q^\sigma e^{a_i^\sigma}.$$

Данные уравнения означают, что численность всего населения и каждой его группы во всех районах изменяется по экспоненте с одинаковым темпом роста a^σ .

Соотношения в виде экспонент, аналогичные данным, могут быть выписаны для всех миграционных потоков и плотностей этих потоков по возрасту.

Соответствующие графики представлены на рис. 5.1—5.4. На рис. 5.1, 5.2 изображена динамика возрастной структуры одного из районов с учетом миграции и без нее. Каждая вышележащая кривая сдвинута на единицу масштаба по оси абсцисс и изображает изменение возрастной структуры, происшедшее за 12 условных «лет», по сравнению с нижележащей. На рис. 5.3 показана динамика темпов роста населения шести районов (1—6) и всего населения (7) без миграции. Отметим характер зависимости совокупного темпа роста: он как бы подтягивается к максимальному, при этом структура населения отдельных районов и соответствующие темпы роста уже стабилизировались.

На рис. 5.4 приведена динамика темпов роста шести районов (1—6) и всего населения (7) при наличии миграции. Характер изменения темпов роста существенно отличается, наблюдается их выравнивание. Объясняется это тем, что в данном случае возрастно-половая структура населения районов испытывает возмущение непосредственно со стороны потоков приезжающих и выезжающих и, косвенным образом, из-за изменения параметров воспроизводства всего населения района, вызванного изменением соотношения коренных и некоренных жителей, демографические параметры которых различаются. При этом миграционный прирост выполняет роль отрицательной обратной связи между населением различных районов, а воспроизводство населения (рождения и смерти) приводит с течением времени к затуханию предыдущих возмущений возрастной структуры. В результате возрастно-половая структура населения районов стабилизируется для каждого района на своем уровне, темп же его роста приближается к темпу роста совокупного населения. При наличии миграции он уже определяется не максимальным среди всех районов темпом естественного прироста, а режимом воспроизводства населения во всех районах.

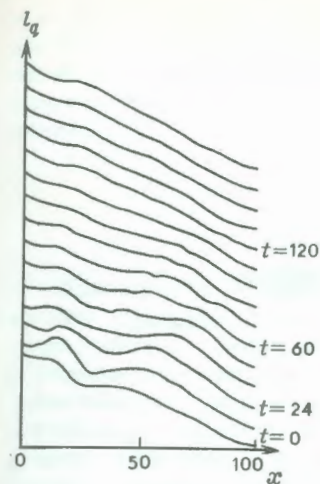


Рис. 5.1. Динамика возрастной структуры населения района с учетом миграции

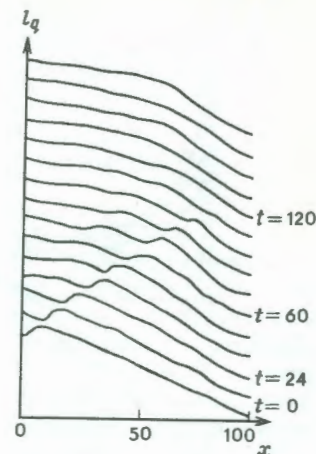


Рис. 5.2. Динамика возрастной структуры населения района без учета миграции

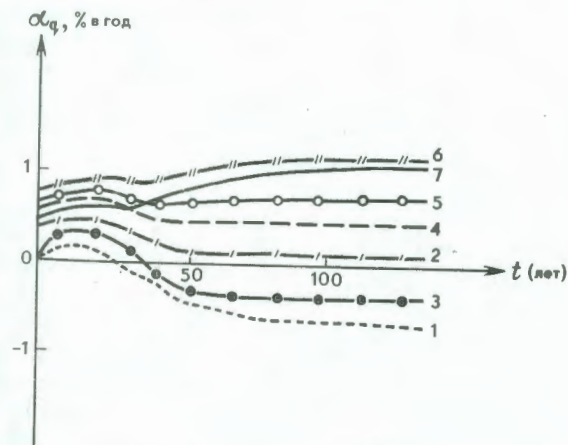


Рис. 5.3. Динамика темпов роста численности населения без учета миграции

Отметим, что представленное описание может быть использовано для построения комплексного регионального демографического прогноза. Авторами были проведены соответствующие экспериментальные расчеты. Отсутствие статистической информации по ряду основных показателей

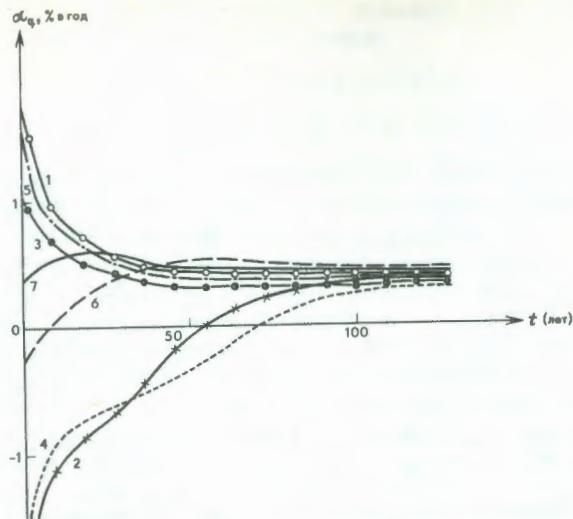


Рис. 5.4. Динамика темпов роста численности населения с учетом миграции

модели и недостаточное развитие методов прогнозирования этих показателей не позволили реализовать возможности модели в полном объеме. Поэтому пришлось ограничиться серией вариантных расчетов перспективной возрастно-половой структуры сельского населения союзных республик и районов РСФСР по упрощенной алгоритмической схеме на основе существующей информации. По данным о численности и возрастно-половой структуре сельского населения за 1970—1976 гг. и о возрастных коэффициентах рождаемости и смертности удалось рассчитать региональные возрастно-половые коэффициенты интенсивности миграционного прироста в пятилетних группах населения (средние за указанный период). На основе полученных таким образом данных был сделан вариантный прогноз на 1985 и 1990 гг. с учетом и без учета миграции, подтвердивший пригодность модели для цели прогнозирования численности и возрастно-половой структуры населения региона.

В заключение хотелось бы обратить внимание на важность проблемы выбора системы показателей статистической информации, а также разработки специальных методов ее анализа и прогнозирования, ориентированных на использование в рамках замкнутой математической модели. Предложенная в модели система показателей указывает необходимые дополнения в статистической информации,

которые дали бы возможность применить предлагаемую модель для решения конкретных аналитических и практических задач демографического прогнозирования и тем самым способствовали бы совершенствованию его методологии.

5.2. Миграция и старение населения ⁴

5.2.1. Постановка задачи

Известно, что в условиях замкнутых демографических систем старение возрастного состава населения всецело определяется снижением коэффициента рождаемости и практически не зависит от увеличения средней продолжительности человеческой жизни. «Снижение рождаемости, — пишет А. Сови, — единственная причина старения населения. Снижение смертности способствует скорее омоложению населения» [14, с. 53].

Вместе с тем очевидно, что определение основного фактора процесса старения в закрытом населении еще не дает достаточных оснований для понимания и объяснения закономерностей его развития в населении открытым — с миграцией. Причем особенно важно учитывать ее связи с возрастной структурой населения в сельской местности и городских поселениях, где в силу ярко выраженных односторонней направленности и возрастной избирательности перемещения способны оказывать решающее, по отношению к рождаемости и смертности, влияние на характер и темпы изменений возрастного состава населения. Так, Э. Россет отмечает, что «село характеризуется, как правило, большей плодovitостью, чем город. Смертность также чаще всего выше в селе, чем в городе. Как тот, так и другой фактор действуют в направлении омоложения села. Поскольку, однако, более молодой возрастной структурой характеризуется не село, а город, то становится ясно, что третий учитываемый здесь фактор — передвижение населения — действует в обратном направлении, т. е. старит сельское и омолаживает городское население, причем воздействие этого фактора настолько значительно, что два первых фактора, а именно: рождаемость и смертность — отодвигаются на второй план» [12, с. 461].

Следует, однако, сказать, что приведенные положения дают несколько упрощенное и не совсем верное пред-

⁴ Впервые напечатано в книге «Вопросы демографической теории». Киев, 1975, с. 118—140.

ставление о связях миграции с процессом старения. В действительности эти связи не сводятся лишь к прямому воздействию перемещений на данный процесс, а имеют различные, существенно отличающиеся по своим последствиям формы проявления. Можно выделить следующие основные формы воздействия миграции на возрастной состав населения:

1. Прямое (непосредственное) влияние, выражающееся в тех изменениях возрастной структуры, которые происходят в ней как результат собственно выезда (въезда) мигрантов.

2. Косвенное влияние, проявляющееся в том, что вследствие прямого влияния миграция сказывается на уровне коэффициента рождаемости и таким путем вызывает те или иные изменения возрастного состава.

Очевидно, что в реальных условиях последствия обоих типов влияния, которые можно назвать соответственно «первичным» и «вторичным», взаимосвязаны и практически неотделимы друг от друга, поскольку любой существенный сдвиг в структуре населения, обусловленный прямым влиянием миграции, обязательно влечет за собой соответствующее изменение общего коэффициента рождаемости и тем самым вызывает вторичный ее сдвиг. Тем не менее для правильного понимания механизма связи миграционного фактора с динамикой состава населения такое теоретическое разграничение представляется не только целесообразным, но и необходимым.

«Возрастной состав населения,— писал Ю. А. Корчак-Чепурковский,— формируется под влиянием многих факторов, действовавших в ближайшем или далеком прошлом. Он зависит от того, какая часть из тех, кто родился в течение последних 90—100 лет, дожила до периода исследований (т. е. от изменений в уровнях смертности на протяжении длительного времени). Он зависит также от числа родившихся за это время, которое в свою очередь зависит от уровня рождаемости в разные времена и от возрастного состава населения в это же время. Наконец, когда в исследуемой совокупности населения происходили еще и процессы миграции, то возрастно-половой состав зависит и от напряженности и характера этих процессов на протяжении длительного периода времени» [7, с. 34—35].

В силу этого демографический анализ, призванный дать полное и действительно правильное представление о влиянии миграционного фактора на процесс старения

населения, должен охватывать действие этого фактора не на отдельных отрезках жизни поколений, составляющих данную возрастную структуру, а на всем ее протяжении — от момента рождения до момента наблюдения.

Очевидной в этой связи представляется аналогия с влиянием различных порядков вымирания на долю детей и стариков в населении. В чистом виде, т. е. вне взаимосвязей с другими демографическими процессами, эта причина предопределяет тем меньшую долю детей и старых людей в возрастной структуре, чем выше смертность в детских и молодых взрослых возрастах, и наоборот. Формально же проявление миграции идентично увеличению смертности при преобладании выезда мигрантов и ее уменьшению при преобладании въезда. Поэтому отрицательная и положительная чистая миграция имеют такие же демографические последствия в структуре, как высокая и низкая смертность, т. е. чем больше выезжает молодых людей из сельской местности, тем значительнее в них омоложение возрастного состава, и, наоборот, чем больше сельской молодежи переселяется в городские поселения, тем сильнее здесь происходит старение возрастной структуры. Кроме того, в результате миграционного обмена как такового возрастной состав городского населения становится более старым по сравнению с возрастным составом сельского населения.

Вместе с тем известно, что фактически возрастная структура городского населения обычно моложе сельского. Поэтому главная причина старения населения села и омоложения города — не сама миграция, а ее вторичные последствия в области рождаемости.

Такова в принципе теоретическая схема механизма связи миграции с изменениями возрастной структуры сельского и городского населения. Достоверность ее нуждается в подтверждении на статистическом материале.

Существует несколько возможных путей такого подтверждения, из которых наиболее целесообразным и эффективным представляется метод демографического моделирования. Именно применение теоретической модели стабильного населения, возрастная структура которого выступает строгим выражением действия внутреннего образующего ее фактора — режима воспроизводства,— позволило установить решающее значение снижения рождаемости в развитии процессов старения закрытого населения. С равным основанием эта модель приложима и к открытому населению, в котором происходят миграционные процессы.

Первый опыт построения демографической модели с учетом миграции был осуществлен в начале XX в. Г. Зундбергом в рамках теории стационарного населения [18, с. 148—149], а спустя полстолетия Х. Хюрениус, опираясь, видимо, на этот опыт, ввел миграционный фактор в модель стабильного населения [15, с. 347—356]. В отечественной литературе методика и техника расчетов моделей стационарного и стабильного населения с миграцией была всесторонне изложена Ю. А. Корчаком-Чепурковским [5, с. 228—252; 6, с. 24—41].

Сохраняя исходные условия гипотезы стационарности (неизменные плотность рождений — $N(t)$ и порядок вымирания) и дополняя их условием неизменности во времени возрастного распределения чистой миграции, числа «доживающих» в открытом стационарном населении можно выразить следующим образом:

$$l^m(x) = e^{\int_0^x [\mu(x) + v(x)] dx}, \quad (5.12)$$

где $\mu(x)$ — интенсивность смертности; $v(x)$ — интенсивность чистой миграции; e — основание натуральных логарифмов; надстрочный индекс m означает, что население подвержено миграции.

Отсюда численности живущих в одногодичных интервалах возраста можно записать так:

$$S^m(x) = \int_x^{x+1} l^m(x) dx. \quad (5.13)$$

Очевидно, что при постоянных $N(t)$, $\mu(x)$ и $v(x)$ общее число умерших в модели с миграцией (M^m) оказывается функционально связанным с миграционным приростом и находится в прямо пропорциональной зависимости от его размеров. Если $V = \int_0^\infty v(x) dx < 0$, то равенства

$$N = M, \text{ или } N - M = 0, \quad (5.14)$$

выражающие неподвижное (стационарное) состояние населения в обычной модели, будут выглядеть при введении в нее миграционного фактора следующим образом:

$$N = M^m + V, \text{ или } N - M^m - V = 0. \quad (5.15)$$

Если же $V = \int_0^\infty v(x) dx > 0$, то равенства (5.14) изменятся так:

$$N = M^m - V, \text{ или } N - M^m + V = 0. \quad (5.16)$$

Таким образом, миграционный фактор не нарушает стационарности населения, поскольку алгебраическая сумма положительных и отрицательных компонентов прироста населения в модели с миграцией остается равной (так же как и в обычной модели) нулю.

Как известно, при заданных функциях плотности рождений, дожития и возрастной рождаемости $\varphi(x)$, а также при условии их неизменности во времени воспроизводство населения и его возрастной структуры описывается следующим уравнением:

$$N(t) = \delta \int_0^\infty N(t-x) l(x) \varphi(x) dx, \quad (5.17)$$

где δ — доля девочек среди родившихся.

В стационарном населении в соответствии с принимаемыми в нем гипотезами это уравнение можно записать следующим образом:

$$N(t) = \delta N(t) \int_0^\infty l(x) \varphi(x) dx, \quad (5.18)$$

или

$$1 = \delta \int_0^\infty l(x) \varphi(x) dx. \quad (5.19)$$

Равенство правой части данного соотношения (неттокоэффициента воспроизводства — R_0) единице выражает собой обязательный критерий стационарного состояния населения.

Однако, с другой стороны, необходимость сохранения соотношения $R_0 = 1$ при переходе от одной модели стационарного населения к другой означает, что в каждой из них должно соблюдаться строго однозначное соответствие между заданными порядком вымирания и уровнями возрастной рождаемости. Поэтому всякое изменение первого компонента неизбежно влечет за собой изменение второго, а различия в возрастных структурах разных стационарных населений — это результат различий как в уровнях смертности, так и в уровнях рождаемости. Поскольку, однако, последняя ни в одном из соотношений, фактически образующих модель, не фигурирует, то очевидно, что для правильного объяснения факторов изменений в возрастной структуре населения эта модель непригодна.

Отмеченное несовершенство классической модели полностью сохраняет свою силу и при введении в нее миграционного фактора. Обязательным и необходимым

условием в этом случае по-прежнему остается равенство нетто-коэффициента воспроизводства единице, что можно выразить, в частности, следующим образом:

$$1 = \delta \int_0^{\omega} l^m(x) \varphi(x) dx. \quad (5.20)$$

Отсюда, как и в обычной модели, анализ воздействия миграционного фактора на возрастную структуру стационарного населения не может быть достаточно корректным вследствие неявного влияния на нее возрастной рождаемости.

Модель стабильного населения учитывает в отличие от стационарной модели не только возрастную смертность, но и рождаемость. В силу этого включение в стабильное население миграции «замыкает» собой систему внутренних факторов, формирующих возрастную структуру, и создает возможность ее комплексного изучения, отражающего реальные условия демографического развития открытого населения. При этом данная модель позволяет (на основе фиксации уровня любого из трех факторов или их попарных комбинаций) строго выдерживать необходимый для корректного анализа принцип «прочих равных условий», который неосуществим, как это вытекает из вышеизложенного, в рамках стационарного населения.

Основное уравнение воспроизводства стабильного населения выглядит следующим образом:

$$1 = \delta \int_0^{\omega} e^{-rx} l(x) \varphi(x) dx. \quad (5.21)$$

Оно имеет единственный действительный корень относительно r , из чего следует, что две постоянные функции $l(x)$ и $\varphi(x)$ полностью и однозначно определяют собой соответствующие характеристики стабильного населения.

Решение данного уравнения путем разложения подынтегральной функции в степенной ряд приводит к следующей приближенной формуле:

$$r = \frac{1}{\beta} (-\alpha + \sqrt{\alpha^2 + 2\beta \ln R_0}), \quad (5.22)$$

$$\text{где } \alpha = \frac{R_1}{R_0}, \quad (5.23)$$

$$\beta = \alpha^2 - \frac{R_2}{R_0}, \quad (5.24)$$

$$R_0 = \delta \int_0^{\omega} l(x) \varphi(x) dx, \quad (5.25)$$

$$R_1 = \delta \int_0^{\omega} x l(x) \varphi(x) dx, \quad (5.26)$$

$$R_2 = \delta \int_0^{\omega} x^2 l(x) \varphi(x) dx. \quad (5.27)$$

При известном значении r , называемом истинным коэффициентом естественного прироста, построение модели стабильного населения сводится к «наложению» этого коэффициента на возрастное распределение стационарного населения. Уравнение, которое дает это распределение уже в стабильном населении, имеет следующий вид:

$$D_s(x) = e^{-rx} l(x), \quad (5.28)$$

или для возрастной структуры:

$$C_s(x) = \frac{e^{-rx} l(x)}{\int_0^{\omega} e^{-rx} l(x) dx}. \quad (5.29)$$

Введение в рассмотренную схему миграционного фактора можно обосновать следующим образом. Поскольку в модели стационарного населения миграция не нарушает условий, образующих гипотезу стационарности, а лишь приводит к перераспределению компонентов прироста населения в ее рамках, это дает право перейти в любом из приведенных выше соотношений (5.12—5.29) от обычной функции дожития $l(x)$ к формально сходной с ней функции $l^m(x)$, не искажая при этом смысла связей, выражаемых данными соотношениями, и в то же время учитывая в них действие миграции.

Модель стабильного населения открывает широкие возможности для вполне корректного анализа влияния миграции на возрастную структуру. Такой анализ может быть выполнен путем сопоставления возрастных структур стабильных населений — с миграцией и без нее, исчисляемых при этом на основе одинаковых уровней возрастной рождаемости и смертности.

Аналитически это сопоставление можно выразить так:

$$\Delta_{\text{общ}} = C_s(x) - C_s^m(x) = \frac{e^{-rx} l(x)}{\int_0^{\omega} e^{-rx} l(x) dx} - \frac{e^{-r^m x} l^m(x)}{\int_0^{\omega} e^{-r^m x} l^m(x) dx}, \quad (5.30)$$

где $C_s^m(x)$ — возрастная структура стабильного населения

с миграцией; r^m — истинный коэффициент естественного прироста, определяемый по формуле (5.22), в которой функция дожития $l(x)$ заменяется функцией $l^m(x)$.

Анализ соотношений стабильного населения с миграцией позволяет сделать, однако, вывод, что концепция этого населения может быть использована не только для определения степени общего влияния миграционного фактора на возрастную структуру, но и для выявления степени его влияния в разрезе двух основных форм (первичное и вторичное), выделенных выше.

Действительно, обратившись к уравнениям модели с миграцией, можно видеть, что миграционный фактор играет в ней две достаточно четко выраженные роли. С одной стороны, он в явном виде и непосредственно определяет характер функции $l^m(x)$, которая лежит в основе рассматриваемой модели, а с другой — он неявно и косвенно, через посредство этой функции, сказывается на величине коэффициента роста числа рождений e^r , который выступает главным параметром образования возрастного распределения стабильного населения.

Исходя из этого первую из названных ролей можно рассматривать как выражение прямого воздействия на возрастную состав модели, в котором находит непосредственное отражение сам факт перемещений населения, и вторую — как выражение косвенного их влияния, показывающего вклад миграции в возрастную структуру стабильного населения, опосредованный в коэффициенте изменения числа рождений, причем, так как этот коэффициент предопределяет собой в модели соотношение между числом рождений и численностью населения, данную форму влияния можно считать опосредованной в самом уровне рождаемости.

Попытаемся теперь выразить связь общего воздействия миграции на возрастную состав стабильного населения с двумя названными его формами, т. е. выразить эффект общего воздействия через алгебраическую сумму эффектов прямого и косвенного воздействия. Для этого можно предложить следующую методику.

Эффект прямого (непосредственного) влияния можно оценить, строя следующие две возрастные структуры стабильного населения:

$$1. C_s(x) = \frac{e^{-rx}l(x)}{\int_0^{\omega} e^{-rx}l(x)dx}; \quad 2. C_s^l(x) = \frac{e^{-rx}l^m(x)}{\int_0^{\omega} e^{-rx}l^m(x)dx}. \quad (5.31)$$

Первая возрастная структура полностью отвечает исходному режиму воспроизводства, в то время как вторая учитывает коэффициент роста, соответствующий этому режиму, но функция дожития здесь берется с миграцией. Сопоставление этих структур и дает оценку эффекта прямого влияния миграции, что можно записать так:

$$\Delta^l = C_s(x) - C_s^l(x). \quad (5.32)$$

Эффект косвенного (опосредованного) влияния также может быть выявлен путем сравнения двух возрастных структур, причем одна из них, как и в предыдущем случае, учитывает миграцию только в функции дожития, другая — и в функции дожития, и в коэффициенте роста. Указанные структуры имеют следующий вид:

$$C_s^l(x) = \frac{e^{-rx}l^m(x)}{\int_0^{\omega} e^{-rx}l^m(x)dx}; \quad C_s^m(x) = \frac{e^{-r^m x}l^m(x)}{\int_0^{\omega} e^{-r^m x}l^m(x)dx}, \quad (5.33)$$

а их сопоставление выглядит так:

$$\Delta^r = C_s^l(x) - C_s^m(x). \quad (5.34)$$

Нетрудно показать, что алгебраическая сумма эффектов прямого и косвенного влияния миграции на возрастную состав стабильного населения равна эффекту общего ее влияния:

$$\begin{aligned} \Delta^{\text{общ}} &= \Delta^l + \Delta^r = \\ &= \frac{e^{-rx}l(x)}{\int_0^{\omega} e^{-rx}l(x)dx} - \frac{e^{-r^m x}l^m(x)}{\int_0^{\omega} e^{-r^m x}l^m(x)dx}. \end{aligned} \quad (5.35)$$

Наряду с рассмотренным возможен и другой вариант разложения эффекта общего влияния на возрастную структуру миграционного фактора. В этом случае для оценки результатов прямого влияния строятся следующие две структуры:

$$1. C_s^r(x) = \frac{e^{-r^m x}l(x)}{\int_0^{\omega} e^{-r^m x}l(x)dx}; \quad 2. C_s^m(x) = \frac{e^{-r^m x}l^m(x)}{\int_0^{\omega} e^{-r^m x}l^m(x)dx}, \quad (5.36)$$

а структуры для оценки последствий косвенного влияния имеют такой вид:

$$1. C_s(x) = \frac{e^{-rx}l(x)}{\int_0^{\omega} e^{-rx}l(x)dx}; \quad 2. C_s^r(x) = \frac{e^{-r^m x}l(x)}{\int_0^{\omega} e^{-r^m x}l(x)dx}. \quad (5.37)$$

Соответствующие сопоставления структур выглядят следующим образом:

$$\Delta^l = C_s^r(x) - C_s^m(x); \quad (5.38)$$

$$\Delta^r = C_s(x) - C_s^r(x). \quad (5.39)$$

Как и в предыдущем случае, можно показать, что алгебраическая сумма эффектов прямого и косвенного влияния дает эффект общего влияния:

$$\begin{aligned} \Delta^{\text{общ}} &= \Delta^l + \Delta^r = \\ &= \frac{e^{-rx}l(x)}{\int_0^{\omega} e^{-rx}l(x)dx} - \frac{e^{-r^mx_l^m(x)}{\int_0^{\omega} e^{-r^mx_l^m(x)dx}}. \end{aligned} \quad (5.40)$$

Соотношения (5.35) и (5.40) можно рассматривать в качестве доказательства правомерности предлагаемой методики. Однако в силу использования в каждом из двух ее вариантов различных постоянных соизмерителей при оценке соответствующей переменной ($l(x)$ или e^r) получаемые по этим вариантам результаты не будут равнозначными. Поэтому возникает вопрос о том, какой из них более адекватно отражает природу изучаемого явления.

В этом смысле более логичным по своему содержанию представляется первый вариант методики. Применяемые в нем постоянные отвечают реальной последовательности действия на возрастную структуру причинного механизма миграции, в котором первичным фактором является непосредственный выезд (въезд) мигрантов и вторичным — его проявление в коэффициенте роста. Отсюда при выявлении степени прямого влияния более правомерным по сравнению со вторым вариантом выглядит фиксация истинного коэффициента прироста без миграции и при оценке косвенного влияния — учет ее последствий в функции дожития.

5.2.3. Пример расчета по модели

Предлагаемая методика была апробирована на примере сельского населения УССР и Киева.

Конечные результаты расчетов возрастных распределений стабильных населений и миграционного прироста стационарного населения трех важнейших для характеристики тенденций процесса старения возрастных групп — «дети», «взрослые» и «старики» (соответственно 0—14 лет, 15—59 лет, 60 лет и старше) представлены в табл. 5.1.

Таблица 5.1

Возрастные распределения чистой миграции в стационарном населении и стабильных населений (женщины, сельские поселения УССР, 1969—1970 гг.)

Возраст	Чистая миграция в стационарном населении (тыс. чел.)	$e^{-rx}l(x)$		$e^{-rx}l^m(x)$		$e^{-r^mx_l^m(x)}$	
		тыс. чел.	%	тыс. чел.	%	тыс. чел.	%
1	2	3	4	5	6	7	8
0—14	—12,2	1 390	24,41	1 324	43,63	1 697	16,93
15—59	—51,6	3 262	57,26	1 363	44,92	4 512	44,99
60+	—2,5	1 044	18,33	347	11,45	3 818	38,08
Итого...	—66,3	5 696	100	3 034	100	10 027	100

(разумеется, эти и другие данные о численности населения в этом параграфе условные).

Возрастное распределение стабильного населения без миграции (графы 3 и 4 табл. 5.1) соответствует таблице смертности с показателем средней продолжительности жизни (e_0) в 74,4 года и истинному коэффициенту прироста (r), равному (+) 0,713%. Введение в это население миграционного фактора (графа 2 табл. 5.1) обусловило сокращение e_0^m до 37,1 года и очень значительное уменьшение величины r^m до (—) 2,578%. Количественная оценка влияния этих изменений на возрастную структуру модели, сделанная исходя из данных граф 4, 6 и 8 табл. 5.1, представлена в табл. 5.2.

Как следует из данных табл. 5.2, прямое влияние миграции на возрастную структуру (графа 2), проявившееся в сокращении e_0 в 2 раза, привело к увеличению доли детей на 19,22 пункта и, наоборот, к уменьшению доли

Таблица 5.2

Изменение доли возрастной группы в результате общего, прямого и косвенного влияния миграции (увеличение (+), уменьшение (—), в пунктах)

Возраст	$\Delta^e = C_s(x) - C_s^e(x)$	$\Delta^r = C_s^l(x) - C_s^m(x)$	$\Delta^{\text{общ.}} = C_s(x) - C_s^m(x)$
1	2	3	4
0—14	+19,22	—26,70	— 7,48
15—59	—12,34	+ 0,07	—12,27
60+	— 6,88	+26,63	+19,75
Итого...	0	0	0

взрослых в возрасте 15—59 лет и стариков в возрасте 60 лет и старше соответственно на 12,34 и 6,88 пункта. Таким образом, можно заключить, что эффект прямого влияния миграции выразился в омоложении возрастной структуры как «сверху», так и «снизу», а также в значительном уменьшении относительной численности лиц в трудоспособных возрастах.

Противоположный характер имели для возрастной структуры населения села последствия косвенного влияния миграции (уменьшение величины r с (+) 0,713% до (—) 2,578%). Как следует из приведенных в табл. 5.2 данных (графа 3), они состоят в исключительно сильном потере структуры и сверху (+26,63 пункта), и снизу (—26,70 пункта). При этом удельный вес населения в возрасте 15—59 лет здесь практически не изменился.

В результате отмеченных противоречивых изменений в структурах, вызванных прямым и косвенным влиянием миграционного фактора, общий эффект его действия выразился в уменьшении доли детей (0—14 лет) и доли взрослых (15—59 лет) соответственно на 7,48 и 12,27 пункта и в увеличении удельного веса стариков (60 лет и старше) на 19,75 пункта. При этом решающими для процесса старения возрастной структуры сельского населения оказались последствия косвенного влияния миграции, в то время как с позиций обеспеченности села рабочей силой более существенным был эффект прямого ее воздействия.

Характер рассмотренных изменений в возрастной структуре определялся отрицательной во всех возрастах чистой миграцией и ее взаимодействием с положительным коэффициентом прироста. Как уже отмечалось, в городских поселениях оба эти фактора имеют, как правило, противоположный знак, в силу чего и последствия влияния миграции на возрастную состав населения здесь также должны иметь по сравнению с селом противоположный характер.

Поскольку экстремальные параметры миграционного фактора наблюдаются обычно в больших городах, в качестве примера оценки его влияния на возрастную структуру городского населения было избрано население Киева. Его выбор объясняется также и тем, что именно киевское население уже послужило единственным в отечественной литературе примером построения моделей стационарного и стабильного населения с миграцией, выполненных в 60-х годах Ю. А. Корчаком-Чепурковским⁵. В связи с этим

⁵ В дальнейшем изложении автор опирается на статистические данные, взятые из [5] и [6].

целесообразно дополнить полученные им результаты анализом связей миграции и возрастной структуры, что будет способствовать углублению научных представлений о закономерностях демографического развития столицы УССР.

Необходимые для такого анализа модели стабильного населения Киева без миграции и с учетом миграции в функции дожития были построены следующим образом.

По числам умерших (M_x^m) и живущих (S_x^m) в стационарном населении с миграцией исчислялись значения P_x , на основе которых было «восстановлено» исходное стационарное население Киева без миграции. Применение к нему коэффициента прироста, рассчитанного Ю. А. Корчаком-Чепурковским также вне действия миграционного фактора, позволило построить возрастное распределение первой из указанных моделей. Применение этого же коэффициента, но уже к числам живущих в стационарном населении с миграцией дало возможность получить возрастное распределение второй модели.

Конечные результаты этих расчетов, а также взятые непосредственно из работ Ю. А. Корчака-Чепурковского возрастные распределения чистой миграции в стационарном населении и стабильного населения с миграцией приводятся в табл. 5.3.

Таблица 5.3

Возрастные распределения чистой миграции в стационарном населении и стабильных населениях (мужчины, Киев, 1958—1959 гг.)

Возраст	Чистая миграция в стационарном населении (тыс. чел.)	$e^{-rx} l(x)$		$e^{-rx} l^m(x)$		$e^{-r^m x} l^m(x)$	
		тыс. чел.	%	тыс. чел.	%	тыс. чел.	%
1	2	3	4	5	6	7	8
0—14	+ 16,6	1 631	14,31	1 753	6,16	1 494	13,39
15—59	+ 175,5	6 680	58,61	16 993	59,79	7 466	66,91
60+	+ 17,5	3 088	27,08	9 677	34,05	2 198	19,70
Итого...	+ 209,6	11 399	100	28 423	100	11 158	100

«Базисное» стабильное население Киева без миграции (графы 3 и 4) является выражением взаимодействия порядка вымирания $e_0=69$ лет и коэффициента прироста $r=(-) 1,258\%$. Миграционный фактор (графа 2) обусловил здесь противоположные по сравнению с сельской местностью изменения e_0^m и r^m , которые увеличились соответ-

Таблица 5.4

Изменение доли возрастной группы за счет прямого, косвенного и общего влияния миграции (увеличение (+), уменьшение (—), в пунктах)

Возраст	$\Delta^I = C_s(x) - C_s^I(x)$	$\Delta^r = C_s^I(x) - C_s^m(x)$	$\Delta^{\text{общ.}} = C_s(x) - C_s^m(x)$
1	2	3	4
0—14	—8,15	+7,23	—0,92
15—59	+1,18	+7,12	+8,30
60+	+6,97	—14,35	—7,33
Итого...	0	0	0

ственно до 158,2 года⁶ и до (+) 0,832%. Оценка влияния этих изменений на возрастную состав, рассчитанная по данным табл. 5.3 (графы 4, 6 и 8), дается в табл. 5.4.

Как следует из данных табл. 5.4, эффекты прямого и косвенного влияния миграции в городе диаметрально отличны по направлению от соответствующих эффектов в селе. Прямое действие миграции определило старение возрастной структуры населения Киева, в то время как косвенное вызвало ее омоложение, причем если для динамики доли старшей и средней возрастных групп решающими по силе оказались в конечном итоге (общий эффект — графа 4) последствия косвенного влияния, то для группы детей преобладающими были последствия прямого влияния, выразившиеся в старении структуры населения «сверху».

Последнее положение можно объяснить тем, что в условиях относительно невысоких уровней возрастной рождаемости, а отсюда и при сравнительно небольшом изменении коэффициента прироста (с (—) 1,258 до (+) 0,832%) сила косвенного влияния миграции, способствующего увеличению доли детских возрастов, оказывается недостаточной и перекрывается противоположным по направлению и более значительным прямым ее воздействием.

Вместе с тем это же изменение коэффициента, взвешенное по $e_0^m = 158,2$ года, привело к тому, что в результате косвенного влияния доля срединной группы изменилась намного больше (+7,12 пункта), чем в сельских местностях, где при $e_0^m = 37,1$ года и переходе от $r = (+) 0,713\%$ к $r^m = (—) 2,578\%$ она увеличилась лишь на 0,07 пункта.

⁶ Чрезвычайно высокое значение показателя средней продолжительности предстоящей жизни в условиях миграции объясняется включением в общее число прожитых человеко-лет числа лет, прожитых в Киеве мигрантами. — Ред.

Таким образом, приведенные выше оценки влияния сельской миграции на возрастную структуру сельского и городского населения полностью подтвердили высказанные ранее гипотезы и позволяют сделать следующее обобщение.

Действие миграционного фактора на возрастную структуру имеет сложный и противоречивый характер. Оно включает в себя, с одной стороны, прямое влияние на возрастную состав населения самих перемещений и, с другой — косвенное их влияние, проявляющееся через вызываемые миграцией изменения коэффициента рождаемости. Последствием первого вида влияния является омоложение возрастной структуры в сельской местности и ее старение в городах; последствием второго вида — постарение сельского и омоложение городского населения.

Общий суммарный эффект миграционных движений в структуре проявляется как результат взаимодействия обоих видов влияния. Однако в сельской местности при сравнительно высоких уровнях возрастной рождаемости решающими для процесса старения населения оказываются последствия косвенного влияния, в то время как в городе, где эти уровни ниже, преобладающую роль для старения возрастной структуры «сверху» играют прямые последствия миграции, а для ее омоложения «снизу» — косвенные. Разумеется, данные обобщения, базируясь на теории стабильного населения, носят несколько ограниченный характер, определяемый ограничениями условий, лежащих в основе этой теории. Поэтому дальнейшее развитие методики, должно, видимо, состоять в переходе от гипотезы постоянства возрастных показателей чистой миграции к условиям, учитывающим их изменение во времени.

5.3. Региональный анализ населения СССР

5.3.1. Общая характеристика многорегионального анализа

Многорегиональный демографический анализ — аналитический инструмент для оценки динамики межрегионального изменения населения. Наряду с традиционными показателями, описывающими демографическое развитие отдельных регионов, он позволяет определить демографические показатели, характеризующие взаимосвязи в системе регионов, обменивающихся населением. К их числу относятся:

— вероятность для лиц определенной возрастной группы из числа рожденных в данном регионе дожить до следующей возрастной группы и остаться в этом регионе или переехать в каждый из рассматриваемых регионов;

— вероятность для отдельных возрастных групп женщин репродуктивного контингента из числа уроженок данного региона родить ребенка;

— распределение рожденных в каждом из регионов в зависимости от региона рождения родителей;

— оценка изменения численности рожденных в каждом из регионов вследствие изменения структуры населения в результате межрегиональной миграции;

— средний возраст мигрирующих для каждого из регионов;

— другие демографические характеристики.

В данном параграфе анализируются компоненты демографического развития отдельных регионов СССР с использованием методологии многорегионального демографического анализа, разработанной в Международном институте прикладного системного анализа (IIASA) под руководством профессора А. Роджерса⁷.

Методология многорегионального демографического анализа в качестве составных частей включает следующие этапы [19]:

— анализ наблюдаемых характеристик населения;

— построение многорегиональных таблиц дожития;

— межрегиональный анализ миграции;

— многорегиональный перспективный расчет населения на заданный период;

— построение стабильного населения.

Рассмотрим некоторые из этапов, связанные с анализом характеристик воспроизводства и межрегиональной миграции населения.

⁷ Здесь изложены результаты исследования, проводившегося в рамках международного проекта «Comparative Migration and Settlement Study» в Международном институте прикладного системного анализа (г. Лаксенбург, Австрия). Цель проекта — проведение сравнительного регионального анализа динамики населения и его отдельных составляющих (рождаемости, смертности, миграции, возрастно-половой структуры) для стран, представленных в IIASA. Основные результаты исследования опубликованы в [17].

Ввиду условности некоторых предположений и сильной агрегированности исходных данных конкретные численные результаты следует рассматривать в основном как иллюстрацию методики анализа.

Важной составной частью подготовительного этапа работы при многорегиональном анализе является выбор пространственного деления, представление страны в виде взаимосвязанной системы регионов, полностью покрывающих ее территорию.

Естественно, что выбор такого деления, с одной стороны, должен быть согласован с задачами территориального планирования, для которых в конечном счете и служит многорегиональный демографический анализ. С другой стороны, он должен отражать особенности демографического развития отдельных частей страны, давать возможность выделить однородные (с точки зрения демографического развития) регионы страны и проследить дифференциацию отдельных показателей воспроизводства населения и миграции. Такой подход к выбору территориальных объектов делает многорегиональный анализ важным инструментом разработки демографической политики, учитывающей региональные особенности демографической ситуации и ее отдельных составляющих.

Анализ рождаемости, смертности, возрастно-половой структуры и миграции населения СССР показал, что территориальным объектом, в пределах которого наблюдается относительная однородность в изменении отдельных демографических показателей, можно считать союзную республику. Иногда единый в основных чертах тип воспроизводства населения характерен для нескольких соседних республик. Вместе с тем одни и те же демографические показатели в тех или иных республиках отличаются высокой степенью дифференциации, обусловленная спецификой национальных традиций и обычаев населяющих их народов.

Имея в виду территориальную близость отдельных республик и относительную однородность типов воспроизводства в них, 15 союзных республик страны были агрегированы в 7 регионов. Учитывая сложившиеся различия в показателях воспроизводства и миграции городского и сельского населения в пределах выделенных регионов, для более детального изучения миграционного обмена все поселения рассматриваемых регионов были разделены на «городские» и «сельские». При этом городские поселения рассматривались для каждого из семи выделенных регионов как самостоятельные территориальные объекты, а сельские ввиду отсутствия статистической информации о возрастных миграционных потоках из села одного регио-

на в село другого — как единственный регион для всей страны в целом. Такое деление, разумеется, весьма условно, но для изложения методики это не имеет особого значения. Итак, рассматривались следующие 8 регионов:

1. Городские поселения РСФСР.

2. Городские поселения Украинской и Молдавской ССР.

3. Городские поселения Белорусской ССР.

4. Городские поселения республик Средней Азии (Узбекская, Киргизская, Таджикская, Туркменская ССР).

5. Городские поселения Казахской ССР.

6. Городские поселения Закавказского региона, включающего Грузинскую, Азербайджанскую и Армянскую ССР.

7. Городские поселения республик Прибалтики (Эстонская, Латвийская, Литовская ССР).

8. Сельские поселения СССР.

Кроме описанного территориального деления страны на восемь регионов был рассмотрен случай двухрегиональной системы, когда в качестве одного региона рассматривались все городские, а в качестве другого — все сельские поселения СССР⁸.

5.3.3. Анализ характеристик воспроизводства населения

Важной составной частью многорегионального демографического анализа является изучение наблюдавшихся в базисном году (периоде) характеристик воспроизводства населения.

В табл. 5.5 приведены основные показатели воспроизводства населения СССР в региональном разрезе по данным за 1974 г. (см. [17]).

Общие коэффициенты рождаемости и смертности, рассматриваемые как отношения численностей соответственно рожденных и умерших к среднегодовой численности населения, характеризуют агрегированный уровень соответствующих процессов и определяются не только возрастной интенсивностью процессов, но и возрастно-половой структурой населения. Наиболее высокие общие коэффициенты рождаемости наблюдаются в республиках Средней Азии и Закавказья, наиболее низкие свойственны таким регионам, как республики Прибалтики и РСФСР.

⁸ Все городские поселения СССР рассматриваются в этом случае как самостоятельный регион под номером 9.

Таблица 5.5

Основные характеристики воспроизводства населения СССР по регионам, 1974 г.

Регионы		1	2	3	4	5	6	7	8	9
Показатели	РСФСР	Городские поселения								
		Украинской и Молдав- ской ССР	Белорус- ской ССР	республик Средней Азии	Казахской ССР	республик Закавказья	республик Прибал- тики	Сельские поселения СССР	Городские поселения СССР	
Общий коэффициент смертности *	0,0083	0,0079	0,0055	0,0071	0,0069	0,0063	0,0083	0,0099	0,0079	
Общий коэффициент рождаемости *	0,0158	0,0162	0,0194	0,0271	0,0205	0,0208	0,0158	0,0195	0,0172	
Средний возраст умерших, лет	76,3	77,3	77,3	74,4	75,4	76,6	77,4	75,5	76,4	
Средний возраст родивших, лет	26,1	26,1	26,6	28,3	27,1	27,1	26,7	27,4	26,4	
Грубый коэффициент воспроизвод- ства населения (GRR)	1,00	1,03	1,08	1,92	1,25	1,47	0,96	1,88	1,09	

* Коэффициенты показаны в расчете не на 1000 жителей, а на одного человека.

Низкий уровень рождаемости, наблюдаемый в городских поселениях РСФСР и республиках Прибалтики, наряду с одним из самых высоких общих показателей смертности в этих регионах (8,3 человека на 1000 населения) характеризует возрастную структуру этих регионов как наиболее старую. Напротив, высокий уровень рождаемости в таких регионах, как Казахская ССР и республики Закавказья, наряду с одним из самых низких уровней смертности в этих регионах характеризует возрастную структуру этих республик как наиболее молодую.

Одной из наиболее важных характеристик уровня воспроизводства населения является *грубый коэффициент воспроизводства* (gross reproduction rate — *GRR*), который определяет число девочек, рожденных в среднем одной женщиной в течение всего репродуктивного периода, без учета смертности и миграции для данного региона. Как следует из данных табл. 5.5, самый высокий *GRR* наблюдается в республиках Средней Азии и в сельских поселениях страны. Существенные различия в уровне воспроизводства обнаруживаются в городских и сельских поселениях СССР.

Среди показателей, описывающих миграционное движение населения, наиболее важным является показатель интенсивности миграции — *индекс миграционной подвижности* (gross migration rate — *GMR*), с помощью которого можно сравнивать уровни миграционной подвижности населения различных регионов.

Показатель интенсивности миграции для региона *i* (*GMR_i*) в случае группировки по пятилетним возрастным интервалам определяется по формуле:

$$GMR_i = 5 \sum_x M_i(x),$$

где *M_i(x)* — возрастные показатели интенсивности выбытия из региона *i*.

В табл. 5.6 приведены результаты вычисления *GMR* для каждого региона. Как показали расчеты, самый высокий общий уровень миграционной подвижности характерен для регионов 5, 3, 8 и 1. Индекс миграционной подвижности (*GMR*) для них составляет соответственно 6,79; 5,96; 5,69 и 5,54 (нижняя строка таблицы).

Элементы этой таблицы, стоящие на главной диагонали, отражают внутрирегиональные перемещения населения. Наиболее высок уровень внутрирегиональных перемещений в регионе 1: на них приходится в этом регионе более 75% общего числа перемещений. Такая значитель-

Таблица 5.6
Показатели интенсивности миграции
для отдельных регионов СССР, 1974 г.

Номер региона	Регионы проживания	Интенсивность миграции из региона выбытия №							
		1	2	3	4	5	6	7	8
1	Городские поселения: РСФСР	4,17	0,79	0,93	0,88	1,55	0,54	0,50	2,16
2	Украинская, Молдавская ССР	0,28	3,43	0,28	0,12	0,29	0,13	0,13	0,66
3	Белорусская ССР	0,04	0,04	3,63	0,01	0,03	0,01	0,05	0,16
4	Киргизская, Туркменская, Таджикская, Узбекская ССР	0,08	0,03	0,03	2,44	0,27	0,05	0,02	0,16
5	Казахская ССР	0,11	0,05	0,05	0,22	3,56	0,03	0,02	0,20
6	Республики Закавказья	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	1,78	0,01	0,07
7	Республики Прибалтики	0,04	0,03	0,16	0,01	0,02	0,01	3,47	0,12
8	Сельские поселения СССР	0,80	0,79	0,87	0,86	1,05	0,29	0,84	2,16
	Итого...	5,54	5,18	5,96	4,56	6,79	2,84	5,04	5,69

ная доля внутрирегиональных перемещений в этом районе связана, по-видимому, с его размерами. Однако при довольно значительных размерах региона 8 среднее число внутрирегиональных перемещений для него составляет только 2,16, т. е. 36% общего миграционного потока этого района. Наименьшее относительное число внутрирегиональных перемещений наблюдается в регионе 6.

Сравнение данных табл. 5.6 по строкам позволяет проанализировать межрегиональные миграционные связи населения. Например, для региона 1 наблюдаются наиболее сильные миграционные связи с регионом 8, а для региона 8 — наиболее сильные миграционные связи с регионом 5.

Исключив внутрирегиональные потоки и сравнивая элементы табл. 5.6 по графам, можно дать более детальную оценку уровня межрегиональных связей, выявить «сильные» и «слабые» миграционные взаимодействия регионов. Так, для региона 6 наиболее «сильные» миграционные связи наблюдаются с регионом 1, для региона 1 — с регионом 8.

Интересно сравнить миграционное взаимодействие по парам регионов в обоих направлениях — относительно места проживания и места выбытия. Такой анализ позволяет дать оценку «привлекательности» одного региона относительно другого. Так, например, уровень миграции (индекс миграционной подвижности) из региона

1 в регион 3 составляет 0,04, а обратный поток из региона 3 в регион 1—0,93.

Сравнение симметричных потоков для сельского населения страны с каждым из регионов взаимодействия показывает, что в целом поток мигрантов из села в 1974 г. преобладал над потоком из города. Сельское население имеет самый высокий индекс миграционного взаимодействия с регионом 1, при этом *GMR* из региона 8 в регион 1 равен 2,16, в то время как из региона 1 в регион 8 он составляет 0,80, т. е. поток из села в город существенно выше обратного. Однако сравнение идентичных потоков для всех других регионов показывает, что поток мигрантов из города при анализируемом территориальном разбиении является доминантным по отношению к потоку из села.

Кажущийся на первый взгляд парадоксальным факт преобладания городского потока над сельским для отдельных регионов объясняется выбором территориального разбиения, несопоставимостью по размеру территорий каждой из этих пар, с одной стороны, и территориальной ограниченностью перемещения сельского населения отдельных союзных республик — с другой. Более детальное представление региона 8, в частности выделение сельских поселений внутри каждой из союзных республик, позволяющее провести и более детальное описание межрегиональных потоков, привело бы, видимо, к другим выводам.

5.3.4. Многорегиональная таблица дожития

Важная составная часть демографического анализа — построение таблицы дожития. С помощью таких характеристик, как вероятность дожития до определенного возраста, вероятность умереть, не достигнув определенного возраста, число доживающих, продолжительность жизни, можно описать эволюцию гипотетической когорты рожденных и рассмотреть ее «срез» в некоторый фиксированный момент времени. Методология построения таблицы дожития для отдельного региона достаточно хорошо отработана и широко используется в разных странах мира.

Основное отличие многорегиональной таблицы дожития заключается в том, что она описывает взаимосвязанную систему регионов, где входы одного региона согласуются с выходами других; рассматривая каждый из регионов как открытую территориальную подсистему,

таблица учитывает входные и выходные потоки миграции для каждого региона⁹.

Далее будут рассмотрены лишь несколько основных показателей многорегиональной таблицы дожития, относящихся к характеристике ретроспективной составляющей процесса воспроизводства населения.

5.3.5. Анализ межрегиональной миграции

Одним из важнейших показателей многорегиональной таблицы дожития является вероятность для лиц каждой отдельной возрастной группы дожить до следующего возраста и остаться в данном регионе (или переехать в другой регион) в зависимости от места их рождения.

Основой для построения многорегиональной таблицы дожития служат вероятности дожития и миграции для отдельных возрастных групп каждого из рассматриваемых регионов, рассчитанные для гипотетической когорты рожденных в определенном регионе.

В табл. 5.7 приведены вероятности дожития и миграции для возрастной группы 20—24 года с одним из самых высоких уровней подвижности населения. Для этой возрастной группы из числа рожденных в регионе 1 вероятность остаться в месте своего рождения составляет 0,750, вероятность переселиться в регион 2—0,061, в регион 3—0,010 и т. д.

Наиболее устойчиво в этой возрастной группе население регионов 1 и 6. Вероятность остаться в течение предстоящих 5 лет в регионе своего рождения составляет здесь 0,750 и 0,760. Очень высока в этой возрастной группе миграционная подвижность сельского населения: вероятность остаться в месте своего рождения для него составляет лишь 0,263.

В данной таблице наглядно просматриваются и миграционные связи между отдельными регионами этой возрастной группы. Так, из 100 000 рожденных в регионе 1 и доживших до 20 лет 75 тыс. человек останутся через 5 лет в пределах этого же региона, 11,6 тыс. переедут в сельские поселения страны, 6,2 тыс. — в городские поселения Украины и Молдавии. Наиболее слабые миграционные связи этого региона с республиками Прибалтики и Закавказья. Только около 800 и 600 человек соответ-

⁹ Методика построения многорегиональной таблицы дожития детально разработана А. Роджерсом и подробно описана в [16, 19].

Таблица 5.7.
Оценка вероятности дожития и миграции
для возрастной группы 20—24 года в отдельных регионах СССР, 1974 г

Номера реги- онов	Регион направления миграции	Вероятности дожития и миграции для проживающих в регионе №							
		1	2	3	4	5	6	7	8
1	РСФСР	0,750	0,191	0,186	0,193	0,271	0,124	0,147	0,441
2	Украинская и Молдавская ССР	0,062	0,631	0,057	0,037	0,060	0,033	0,041	0,138
3	Белорусская ССР	0,010	0,010	0,592	0,006	0,010	0,004	0,014	0,033
4	Республики Средней Азии	0,019	0,011	0,010	0,588	0,043	0,012	0,008	0,036
5	Казахская ССР	0,021	0,014	0,012	0,037	0,465	0,008	0,008	0,039
6	Республики Закавказья	0,006	0,006	0,004	0,006	0,005	0,760	0,004	0,017
7	Республики Прибалтики	0,008	0,007	0,020	0,004	0,005	0,003	0,638	0,021
8	Сельские поселения СССР	0,116	0,123	0,114	0,121	0,132	0,051	0,133	0,263
	Всего миграция	0,992	0,993	0,995	0,992	0,991	0,995	0,993	0,988
	смертность	0,008	0,007	0,005	0,008	0,009	0,005	0,007	0,012
	Итого...	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

ственно на 100 000 этой возрастной группы выбывают из городских поселений РСФСР в эти регионы.

Для региона 3 (городские поселения Белорусской ССР) в возрастной группе 20—24 года наиболее сильные миграционные связи с городскими поселениями РСФСР, сельскими районами страны, с городскими поселениями Украины и Молдавии. То же самое относится и к региону 5 (городские поселения Казахской ССР).

Большой интерес представляет анализ вероятностей дожития и миграции для отдельных возрастных групп в случае двухрегиональной системы «город — село».

Как показывают расчеты, при сделанных допущениях «устойчивость» городского населения во всех возрастных группах более высока, чем сельского. Например, если вероятность остаться в месте своего рождения для городского населения в возрасте 15—19 лет и 20—24 года составляет 0,90 и 0,88, то для сельского населения она соответственно равна 0,58 и 0,26. Из 100 000 городских жителей в возрасте 20—24 года в село мигрирует только 11,5 тыс., а из села в город этот поток на 100 000 сельского населения составляет 72,5 тыс. человек. Различия в величине «прямого» и «обратного» потоков велики во всех возрастных группах.

Таким образом, эти данные еще раз наглядно подтверждают резко неэквивалентный характер обмена населения в отдельных возрастных группах в системе «город — село».

Рассмотренные оценки вероятностей дожития и выживания в зависимости от места рождения позволяют дать оценку динамики изменения отдельной когорты рожденных в каждом регионе, определить число лет жизни отдельной когорты по отдельным возрастным группам, дать распределение продолжительности жизни для когорты и для отдельных возрастных групп по всем выделенным регионам. Все эти характеристики позволяют описать статический срез миграционной подвижности населения отдельных возрастных групп и отдельных регионов, выявить межрегиональные миграционные связи и дать им количественную оценку.

5.3.6. Анализ рождаемости в связи с миграцией

Для характеристики рождаемости обычно применяются показатели: общий коэффициент рождаемости, специальный и возрастные коэффициенты рождаемости. При многорегиональном демографическом анализе, как

уже упоминалось (см. параграф 5.3.3), уровень рождаемости характеризуется с помощью грубого коэффициента воспроизводства населения данного региона; этот показатель не учитывает миграцию. Наряду с ним применяется и так называемый *чистый коэффициент воспроизводства населения* (net reproduction rate — *NRR*), отражающий процесс воспроизводства населения с учетом возрастных характеристик миграции, свойственных отдельным регионам в некотором определенном году.

Чистый коэффициент воспроизводства для региона *i* рассчитывается следующим образом:

$$NRR_i = \sum_x F_i(x) a_i(x),$$

где *F_i(x)* — показатель рождаемости в группе (x, x+5) лет; *a_i(x)* — элемент таблицы дожития для одного региона, определяющий число лет жизни в данном регионе с учетом миграции для возрастной группы (x, x+5) лет.

Сравнение *GRR* и *NRR* для каждого из регионов (табл. 5.8) позволяет дать оценку изменения уровня рождаемости вследствие изменения возрастной структуры населения в результате миграции.

Таблица 5.8

Коэффициенты воспроизводства населения для восьми регионов СССР, 1974 г.

Регионы	Показатели воспроизводства населения	
	грубый коэффициент воспроизводства населения	чистый коэффициент воспроизводства населения
1	1,002	1,101
2	1,033	1,126
3	1,085	1,130
4	1,922	1,341
5	1,255	1,158
6	1,472	1,283
7	0,965	1,090
8	1,885	1,201

Из данных табл. 5.9 следует, что показатели рождаемости увеличились в результате миграции для регионов 1, 2, 3, 7 и, наоборот, уменьшились для регионов 4, 5, 6 и 8. Это означает, что для первых четырех указанных регионов структура населения изменилась благодаря миграции в сторону омоложения, а для вторых четырех регионов — в сторону старения.

Таблица 5.9

Пространственное распределение показателей воспроизводства населения в СССР

Номера регионов	Регион рождения детей								Регион рождения матерей							
	1	2	3	4	5	6	7	8	1	2	3	4	5	6	7	8
Чистый коэффициент воспроизводства																
1 РСФСР	0,617	0,280	0,284	0,255	0,344	0,182	0,240	0,394	0,617	0,280	0,284	0,255	0,344	0,182	0,240	0,394
2 Украинская и Молдавская ССР	0,099	0,479	0,096	0,062	0,094	0,055	0,076	0,135	2 Украинская и Молдавская ССР	0,099	0,479	0,096	0,094	0,055	0,076	0,135
3 Белорусская ССР	0,018	0,019	0,393	0,012	0,017	0,008	0,024	0,033	3 Белорусская ССР	0,018	0,019	0,393	0,017	0,008	0,024	0,033
4 Республики Средней Азии	0,055	0,040	0,038	0,708	0,093	0,034	0,033	0,066	4 Республики Средней Азии	0,055	0,040	0,038	0,093	0,034	0,033	0,066
5 Казахская ССР	0,036	0,027	0,026	0,048	0,325	0,016	0,020	0,042	5 Казахская ССР	0,036	0,027	0,026	0,325	0,016	0,020	0,042
6 Республики Закавказья	0,015	0,015	0,012	0,014	0,014	0,349	0,012	0,024	6 Республики Закавказья	0,015	0,015	0,012	0,014	0,349	0,012	0,024
7 Республики Прибалтики	0,014	0,013	0,030	0,008	0,011	0,006	0,418	0,022	7 Республики Прибалтики	0,014	0,013	0,030	0,011	0,006	0,418	0,022
8 Сельские поселения СССР	0,247	0,253	0,251	0,234	0,260	0,133	0,267	0,485	8 Сельские поселения СССР	0,247	0,253	0,251	0,260	0,133	0,267	0,485
Итого...	1,101	1,126	1,130	1,341	1,158	1,283	1,090	1,201	Итого...	1,101	1,126	1,130	1,158	1,283	1,090	1,201
Распределение чистого коэффициента воспроизводства																
1 РСФСР	0,561	0,249	0,251	0,190	0,297	0,141	0,220	0,328	1 РСФСР	0,561	0,249	0,251	0,190	0,297	0,141	0,220
2 Украинская и Молдавская ССР	0,090	0,426	0,085	0,046	0,081	0,043	0,070	0,112	2 Украинская и Молдавская ССР	0,090	0,426	0,085	0,046	0,081	0,043	0,070
3 Белорусская ССР	0,017	0,017	0,348	0,009	0,015	0,006	0,022	0,028	3 Белорусская ССР	0,017	0,017	0,348	0,009	0,015	0,006	0,022
4 Республики Средней Азии	0,050	0,035	0,033	0,528	0,081	0,027	0,030	0,055	4 Республики Средней Азии	0,050	0,035	0,033	0,528	0,081	0,027	0,030
5 Казахская ССР	0,032	0,024	0,023	0,036	0,281	0,012	0,019	0,035	5 Казахская ССР	0,032	0,024	0,023	0,036	0,281	0,012	0,019
6 Республики Закавказья	0,014	0,013	0,011	0,010	0,012	0,662	0,011	0,020	6 Республики Закавказья	0,014	0,013	0,011	0,010	0,012	0,662	0,011
7 Республики Прибалтики	0,012	0,011	0,027	0,006	0,009	0,005	0,383	0,018	7 Республики Прибалтики	0,012	0,011	0,027	0,006	0,009	0,005	0,383
8 Сельские поселения СССР	0,224	0,225	0,222	0,175	0,224	0,104	0,245	0,404	8 Сельские поселения СССР	0,224	0,225	0,222	0,175	0,224	0,104	0,245
Итого...	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	Итого...	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Многорегиональный подход дает возможность анализировать уровень рождаемости в отдельных регионах страны с помощью распределения ожидаемого числа рожденных детей в каждом из регионов в зависимости от места рождения их родителей (табл. 5.9). Так, например, как показали расчеты, в регионе 1 из 1,101 рождений девочек, приходящихся на одну женщину, 0,617 приходится на уроженок того же региона, 0,099 — на уроженку региона 2, 0,018 — на женщин, имевших местом рождения регион 3, и т. д.

Вторая половина табл. 5.9 дает представление о распределении долей рожденных девочек в каждом из регионов в зависимости от места рождения их матерей. Так, например, из 1000 рожденных в регионе 8 девочек 328 будут рождены матерями, имевшими местом рождения регион 1, 112 — матерями, родившимися в регионе 2, 28 — матерями, родившимися в регионе 3, и т. д.; 404 девочки будут рождены матерями, имевшими местом рождения регион 8. Аналогично из 1000 девочек, рожденных в регионе 4, свыше 52% будут рождены матерями, имевшими местом рождения тот же самый регион, 19% — матерями, родившимися в городских поселениях РСФСР (регион 1), более 17% — матерями, родившимися в сельских поселениях, и только около 11% — матерями, имевшими местом рождения все остальные пять регионов страны.

Наряду с рассмотренными характеристиками воспроизводства населения в многорегиональном демографическом анализе исследуются аналогичные показатели, связанные с миграцией населения.

Чистый коэффициент миграции (net migraproduction rate — NMR) вычисляется по формуле:

$$NMR_i = \sum_j M_i(x) a_{ij}(x),$$

где $a_{ij}(x)$ — элемент многорегиональной таблицы дожития для отдельных возрастных групп, живущих в регионе i и имевших местом рождения регион j ; $M_i(x)$ — возрастной показатель выбытия из региона i .

Чистые коэффициенты миграции представлены в табл. 5.10. Каждое число первой части этой таблицы означает число выбытий из региона i , приходящееся на одного человека, место рождения которого регион j . В отличие от рассмотренного показателя миграции GMR NMR учитывает смертность населения. При этом предполагается, что показатели смертности при переходе от одной возрастной группы в другую на протяжении всей жизни рассматрива-

Таблица 5.10.

Показатели миграции для восьми регионов СССР, 1974 г.

Показатели миграции	Регион рождения							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Чистый коэффициент миграции								
1 РСФСР	3,355	1,283	1,308	1,174	1,563	0,851	1,099	1,744
2 Украинская и Молдавская ССР	0,403	2,561	0,394	0,255	0,381	0,226	0,307	0,556
3 Белорусская ССР	0,076	0,077	2,422	0,049	0,072	0,035	0,098	0,133
4 Республики Средней Азии	0,107	0,077	0,074	1,762	0,182	0,068	0,064	0,127
5 Казахская ССР	0,154	0,119	0,113	0,203	1,978	0,071	0,089	0,175
6 Закавказские республики	0,025	0,024	0,020	0,023	0,023	1,603	0,020	0,039
7 Республики Прибалтики	0,057	0,053	0,120	0,034	0,044	0,026	2,409	0,087
8 Сельские поселения СССР	0,677	0,693	0,691	0,627	0,711	0,354	0,736	1,870
Итого...	4,854	4,887	5,148	4,127	4,954	3,234	4,822	4,711
Распределение чистого коэффициента миграции								
1 РСФСР	0,691	0,262	0,254	0,285	0,316	0,263	0,228	0,370
2 Украинская и Молдавская ССР	0,083	0,524	0,077	0,062	0,077	0,070	0,064	0,114
3 Белорусская ССР	0,016	0,016	0,470	0,012	0,014	0,011	0,020	0,028
4 Республики Средней Азии	0,022	0,016	0,014	0,427	0,037	0,021	0,013	0,027
5 Казахская ССР	0,032	0,024	0,022	0,049	0,399	0,022	0,018	0,037
6 Закавказья	0,005	0,005	0,004	0,005	0,005	0,496	0,004	0,008
7 Республики Прибалтики	0,012	0,011	0,025	0,008	0,009	0,008	0,500	0,019
8 Сельские поселения СССР	0,139	0,142	0,134	0,152	0,143	0,109	0,153	0,397
Итого...	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

емого поколения сохраняются идентичными возрастным показателям смертности исходного 1974 г.

Элементы, стоящие на главной диагонали этой таблицы, характеризуют внутрирегиональное перемещение населения для регионов рождения. Наиболее высокий показатель внутрирегиональных перемещений связан с городскими поселениями РСФСР (регион 1). На одного рожденного в этом регионе приходится 3,355 перемещения. Наиболее низок этот показатель в регионе 6 (городские поселения Закавказья).

Вторая часть табл. 5.11 характеризует долю каждого региона в общем переселении людей с учетом места их рождения. Так, из всех переселений родившихся в регионе 3 25,4% приходится на долю переселений в регион 1; 7,7% — в регион 2, 1,4% — в регион 4 и т. д.; 47% приходится на долю внутрирегиональных переселений.

Таким образом, рассматриваемые при многорегиональном демографическом анализе показатели воспроизводства населения позволяют отобразить отдельные составляющие процесса воспроизводства в зависимости от особенностей межрегионального перераспределения населения.

* * *

В пяти главах книги были рассмотрены некоторые аспекты анализа и моделирования основных демографических процессов и их взаимосвязей с применением как традиционных, так и современных методов демографического анализа. Хотя представленные вниманию читателя модели далеко не исчерпывают, конечно, всего арсенала приемов изучения воспроизводства населения, они могут тем не менее дать представление об общих направлениях развития демографической методологии. Для нее характерно на современном этапе прежде всего не изолированное, а комплексное изучение демографических процессов в их взаимной связи и социальной обусловленности, представление их как компонентов общего процесса воспроизводства населения. Не менее важную особенность демографической методологии составляет сочетание пространственного и временного аспектов в анализе движения населения, рассмотрение миграции как важного элемента этого движения и вместе с тем как одного из существенных социальных факторов демографического воспроизводства.

Изучение демографических закономерностей продолжается. Хочется надеяться, что материал, представленный в книге, будет способствовать этому развитию.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЕ ССЫЛКИ

К введению

1. Материалы XXVI съезда КПСС. М., 1981, с. 136—137.
2. Материалы Пленума Центрального Комитета КПСС, 14—15 июня 1983 года. М., 1983, с. 13.
3. Материалы Пленума ЦК КПСС, 11 марта 1985 г.— Правда, 1985, 12 марта.

К главе 1

1. Алферов В. М., Бородкин Ф. М., Поляк Л. Х., Фаградян Т. А. Система моделей «производство — население» для прогнозирования социально-экономического развития села.— Экономика и математические методы, т. XV, вып. 5, 1979, с. 886—901.
2. Алферов В. М., Фаградян Т. А. О модельном прогнозе обеспеченности села квалифицированными кадрами.— В кн.: Социальное развитие села: анализ и моделирование / Под ред. Т. И. Заславской и Л. А. Хахулиной. Новосибирск, 1980, с. 160—164.
3. Артемов В. А., Гвоздева Г. П. Распределение времени и взаимосвязь поселений и подсистем деревни через показатели времени.— В кн.: Методология и методика системного изучения советской деревни / Под ред. Т. И. Заславской и Р. В. Рывкиной. Новосибирск, 1980, с. 189—209.
4. Бабинов Г. В. О выборе предпосылок математического моделирования реальных демографических процессов.— Автоматика, 1984, № 5, с. 86—92.
5. Баркалов Н. Б. О математических моделях долгосрочного прогнозирования населения.— В кн.: Наше будущее глазами демографа. М., 1979, с. 95—105.
6. Бородкин Ф. М., Соболева С. В. Социально-экономическая модель миграции в системе город — село.— В кн.: Математика в социологии. М., 1977, с. 468—485.
7. Валкович Э. Экономические возрастные пирамиды.— В кн.: Марксистско-ленинская теория народонаселения. М., 1971, с. 247—265.
8. Вишневский А. Г. Демографическая революция. М., 1976.
9. Горбунов В. К. Системный анализ экономического и демографического роста.— Известия АН СССР. Техническая кибернетика, 1981, № 1, с. 32—38.
10. Горбунов В. К., Койчуманов Т. Д. Двухгрупповая модель демографического перехода.— Известия АН Киргизской ССР, 1984, № 4, с. 21—25.
11. Гузеватый Я. Н. Демографо-экономические проблемы Азии. М., 1980.
12. Иванюков Ю. П., Лотов А. В. Математические модели в экономике. М., 1979.
13. Птуха М. В. Очерки по статистике населения. М., 1960, гл. II.
14. Развитие сельских поселений / Под ред. Т. И. Заславской, И. Б. Мучника. М., 1977, с. 296.

15. Сови А. Общая теория населения. Пер. с франц. М., 1977, т. I, с. 464—475.
16. Урланис Б. Ц. Народонаселение: исследования, публицистика. М., 1976.
17. Урланис Б. Ц. Проблемы динамики населения СССР. М., 1974.
18. Урланис Б. Ц. Экономические аспекты демографии.— В кн.: Проблемы демографии / Под ред. Д. Л. Бронера и И. Г. Венецкого. М., 1971.
19. Форрестер Дж. Мировая динамика. М., 1976.
20. Coale A., Demeny P. Regional model life tables and stable populations. Princeton. New Jersey, 1966.
21. Meadows D. L. and others. The limits to growth. N. Y., 1972.

К главе 2

1. Андреев Е. М., Пирожков С. И. О потенциале демографического роста.— В кн.: Население и окружающая среда. М., 1975, с. 52—67.
2. Буржуа-Пиша Ж. Анализ населения в процессе его стабилизации.— В кн.: Демографические модели. М., 1977, с. 89—138.
3. Буржуа-Пиша Ж. Стабильные, полустабильные населения и потенциал роста.— В кн.: Демографические модели. М., 1977, с. 139—163.
4. Вишневский А. Г. Возрастная структура населения и ее изучение.— Вестник статистики, 1977, № 1, с. 65—69.
5. Гантмахер Ф. Р. Теория матриц. М., 1967.
6. Динамическая теория биологических популяций / Под ред. Р. А. Полуэктова. М., 1974.
7. Катус К. Население Эстонии в процессе стабилизации.— В кн.: Наше будущее глазами демографа. М., 1979, с. 109.
8. Курс демографии / Под ред. А. Я. Боярского. М., 1967.
9. Макаров В. Л., Рубинов А. М. Математическая теория экономической динамики и равновесия. М., 1973.
10. Пирожков С. И. Демографические процессы и возрастная структура населения. М., 1976.
11. Пирожков С. И. Об изменении воспроизводства населения.— В кн.: Возобновление поколений нашей страны. М., 1978, с. 100.
12. Сафарова Г. Л. Оценки скорости стабилизации и темпа роста стабильного населения в матричной модели воспроизводства населения.— Математические методы в социальных науках, вып. 17. Вильнюс, 1984.
13. Таба Л. Взаимосвязи между возрастной структурой, плодородностью, смертностью и миграцией. Воспроизводство и обновление населения.— В кн.: Демографические модели. М., 1977, с. 27—88.
14. Findl P., Helczmanovszki H. The Population of Austria. Vienna, 1977.

К главе 3

1. Андреев Е. М. Продолжительность жизни в СССР: Дифференциальный анализ.— В кн.: Продолжительность жизни: анализ и моделирование. М., 1979.
2. Андреев Е. М., Пирожков С. И. О потенциале демографического роста.— В кн.: Население и окружающая среда. М., 1975.
3. Баркалов Н. Б. О математических моделях долгосрочного прогнозирования населения.— В кн.: Наше будущее глазами демографа. М., 1979.

4. Баркалов Н. Б. Моделирование демографического перехода. М., 1984.
5. Вишневский А. Г. Воспроизводство населения и общество. М., 1982.
6. Воспроизводство населения СССР / Под ред. А. Г. Вишневского и А. Г. Волкова, М., 1983.
7. Горбунов В. К. О моделировании современных демографических процессов.— В кн.: Проблемы развития региона. Фрунзе, 1982.
8. Дарский Л. Е. Формирование семьи. М., 1972.
9. Жакар А. Воспроизводство населения в условиях ограничения деторождения. Модель имитации по методу Монте-Карло.— В кн.: Как изучают рождаемость. М., 1983.
10. Ильина И. П. Изучение брачности поколений женщин из семей рабочих и служащих в СССР.— В кн.: Рождаемость (Проблемы изучения) / Под ред. Л. Е. Дарского. М., 1976.
11. Иноуэ С. Выбор мер демографической политики для воздействия на рождаемость. Исследование путем микроимитации на ЭВМ.— В кн.: Имитационные модели в демографии. М., 1980.
12. Костина Н. И. О моделировании процессов регионального демографического развития.— Экономика и математические методы, 1978, т. 14, вып. 4, с. 679—690.
13. Коул Э. Дж. Снижение рождаемости в Европе со времен французской революции.— В кн.: Брачность, рождаемость и семья за три века. М., 1979.
14. Ли Р. Д. Естественная рождаемость, демографические циклы и спектральный анализ рождений и браков.— В кн.: Статистический анализ в демографии. М., 1980.
15. Сколько детей будет в советской семье. М., 1977.
16. Холмберг И. Демографические модели. ДМ-4.— В кн.: Имитационные модели в демографии. М., 1980.
17. Хюрениус Х., Холмберг И., Карлссон М. Демографические модели. ДМ-3.— Там же.
18. Coale A. J., Trussell J. Model fertility tables.— Population Index, 1974, vol. 49, N 2.
19. Glick P. Updating the life cycle of the family.— Journal of Marriage and the Family, 1977, febr.
20. Orcutt G. H., Greenberger M., Korbel J., Rivlin A. M. Micro-analysis of socio-economic systems: a simulation study. N. Y., 1961.
21. Ridley J. C., Sheps M. C. An analytic simulation model of human reproduction with demographic and biological components.— Population Studies, vol. 19, 1966, p. 297—310.
22. Rossi F. Un modello di simulazione per lo studio del ciclo di vita della famiglia.— Genus, vol. XXXI, N 1—4.
23. Samuelson P. A. An economist's non-linear model of selfgenerated fertility waves.— Population Studies, 1976, vol. 70, N 2.

К главе 4

1. Блауберг И. В. Некоторые методологические проблемы исследования истории системного подхода.— В кн.: Становление системных идей в науке и философии. Сборник трудов ВНИИ системных исследований. М., 1980, с. 3—12.
2. Большакова Е. С. К проблеме демографического районирования.— В кн.: Продолжительность жизни. М., 1979.
3. Брасс У. Об одном способе выражения закономерностей смертности.— В кн.: Изучение продолжительности жизни. М., 1977, с. 39—94.
4. Вишневский А. Г. Демографическая революция. М., 1976.

5. Войтенко В. П. Максимальная продолжительность жизни человека.— В кн.: Долголетство. Медицинские и социальные аспекты. Киев, 1984, с. 5—10.
6. Гаврилов Л. А. Исследование генетики продолжительности жизни с помощью кинетического анализа. Канд. дис. М., 1980.
7. Гаврилов Л. А. Количественные закономерности продолжительности жизни человека и лабораторных животных. Пушино, 1984, с. 44.
8. Гаврилов Л. А. Математическая модель старения животных.— Доклады АН СССР, 1978, т. 238, № 2, с. 490—492.
9. Гаврилов Л. А. Популяционно-статистические подходы к изучению продолжительности жизни.— В кн.: Итоги науки и техники. Сер. Общие проблемы биологии. М., 1984, т. 4, с. 135—171.
10. Гаврилов Л. А. Существует ли предел продолжительности жизни организмов? — Биофизика, 1984, т. 29, вып. 5, с. 908—909.
11. Гаврилов Л. А., Гаврилова Н. С. Исследование кинетических закономерностей смертности людей в историческом аспекте.— Доклады АН СССР, 1979, с. 245, № 4, с. 1017—1020.
12. Гаврилов Л. А., Гаврилова Н. С., Ягузинский Л. С. Основные закономерности старения и гибели животных с точки зрения теории надежности.— Журнал общей биологии, 1978, т. 23, № 5, с. 734—742.
13. Гаврилов Л. А., Семенова В. Г., Гаврилова Н. С. О возможности прогнозирования смертности с помощью методов биологической кинетики.— В кн.: Вопросы воспроизводства населения и демографической политики. М., 1982, с. 108—123.
14. Гумбель Э. Статистика экстремальных значений. М., 1965.
15. Емиш В. Об изменении ожидаемой продолжительности жизни в Европе.— В кн.: Изучение продолжительности жизни. М., 1977, с. 143—150.
16. Иберла К. Факторный анализ. М., 1980.
17. Кардаш А. Ю. К построению имитационной модели дожития реального поколения.— В кн.: Продолжительность жизни: анализ и моделирование. М., 1979, с. 124—147.
18. Ковальский В. В. Геохимическая экология. М., 1974.
19. Козловский В. С., Гаврилов Л. А. Многостадийность гибели как основа старения (гипотеза случайных последовательных переходов).— В кн.: Проблемы биологии старения. М., 1983, с. 19—23.
20. Комфорт А. Биология старения. М., 1967.
21. Маше Ж. Досье рака. М., 1983.
22. Павловский О. М., Волков-Дубровин В. П., Архангельская М. С. Антропологические критерии биологического возраста в группах, различающихся по фактору долголетия.— Вопросы антропологии, 1984, вып. 74, с. 3—8.
23. Равин В. К., Юрашев В. В. Молекулярно-генетическая модель процесса старения: накопление генетических поражений и их репарация.— Журнал общей биологии, 1979, т. 40, с. 458—466.
24. Руководство по Международной статистической классификации болезней, травм и причин смерти. т. 1. Женева, 1980.
25. Сачук Н. Н., Минаева В. П. Продолжительность жизни мужчин и женщин.— В кн.: Геронтология и гериатрия. Продление жизни: прогнозы, механизмы, контроль. Киев, 1979, с. 22—29.
26. Стрелер Б. Время, клетки и старение. М., 1964.
27. Урланис Б. Ц. Эволюция продолжительности жизни. М., 1978.
28. Урланис Б. Ц. Перспективы эволюции продолжительности жизни.— В кн.: Геронтология и гериатрия. Киев, 1979, с. 11—12.
29. Чеботарев Д. Ф. Итоги и перспективы развития геронтологии в СССР.— В кн.: Геронтология и гериатрия. Киев, 1978, с. 15.
30. Шукайло В. Ф. О принципах математического отображения

сущности процессов смертности.— В кн.: Продолжительность жизни: анализ и моделирование. М., 1979, с. 104—123.

31. Эпидемиология рака в СССР и США. М., 1979.

32. Яблонский А. И. Системный подход и методологические принципы физики.— В кн.: Становление системных идей в науке и философии. Сборник трудов ВНИИ системных исследований. М., 1980, с. 57—67.

33. Abernethy J. D. The exponential increase in mortality rate with age attributed to wearing-out of biological components.— Journal of theoretical biology, 1979, vol. 80, p. 333—354.

34. Age and sex pattern of mortality. U. N. Population studies, N 22. N. Y., 1955.

35. Bourgeois-Pichat J. Essai sur la mortalité biologique de l'homme.— Population, 1952, N 3, p. 381—394.

36. Brown K. S., Forbes W. F. A mathematical model of aging processes.— Journal of Gerontology, 1974, vol. 29, p. 46—51.

37. Campbell R. C. Statistics for biologists. Cambridge, 1967.

38. Coale A., Demeny P. Regional model life tables and stable populations. Princeton. New Jersey, 1966.

39. Factor analysis of sex-age-specific death rate.— Population Bulletin of the United Nations, N 6, 1963, p. 149—201.

40. Gavrilov L. A., Gavrilova N. S., Nosov V. N. Human life span stopped increasing: why? — Gerontology, 1983, vol. 29, p. 176—180.

41. Lederman S., Breas J. Les dimensions de la mortalité.— Population, vol. 14, N 4, 1959, p. 637—682.

42. Lints F. A., Stoll J., Gruwez G., Lints C. V. An attempt to select for increased longevity in *Drosophila melanogaster*.— Gerontology, 1979, vol. 25, p. 192—204.

43. Lohmann W. Altersindex und Interpretation der Absterbecurven.— Zeitschrift für Altersforschung, 1977, B. 32, S. 461—466.

44. Methods for population projection by sex and age. U. N. Population studies, N 25. N. Y., 1956.

45. Model life table for the developing countries. U. N., N. Y., 1982.

46. Mutanen M., Koivistoinen P. The role of imported grain on the selenium intake of Finnish population in 1941—1981.— International Journal for Vitamin and Nutrition Research, 1983, vol. 53, p. 102—108.

47. Notestein F. W. and others. The future population of Europe and the Soviet Union. League of Nations. Geneva, 1944.

48. Preston S. H. Influence of cause of death structure on age patterns of mortality.— Proceedings of symposium conducted by the Mathematics Research Center. Madison, 1972.

49. Preston S. H., Keifitz N., Schoen R. Causes of death: Life tables for national populations. L.— N. Y., 1972.

50. Rosenberg B., Kemeny G., Smith L., Skurnick I. D., Bandurski M. J. The kinetics and thermodynamics of death in multicellular organisms.— Mechanisms of ageing and development, 1973, vol. 2, p. 275—293.

51. Shock W. The process of ageing.— In: Health Handbook, North-Holland Publ. Company, 1979, p. 115—150.

52. Skurnick I. D., Kemeny G. Stochastic studies of ageing and mortality in multicellular organisms. 1. The asymptotic theory.— Mechanisms of ageing and development, 1978, vol. 7, p. 65—80.

53. The concept of a stable population. Application to the study of populations of countries with incomplete demographic statistics. U. N., N. Y., 1968.

54. Vaupel J. W., Yashin A. I. The deviant dynamics of death in heterogeneous populations. IIASA, Laxenburg (Austria), 1983.

1. Динамическая теория биологических популяций. М., 1974.
2. Зайончковская Ж. А. Новоселы в городах (Методы изучения приживаемости). М., 1972.
3. Зуев Г. М., Сороко Е. Л. Математическое описание миграционных процессов.— Автоматика и телемеханика, 1978, № 7.
4. Зуев Г. М., Сороко Е. Л. Математическое описание межрайонной миграции и исследование ее влияния на динамику возрастно-половой структуры населения.— Экономика и математические методы, 1979, т. XV, вып. 2.
5. Корчак-Чепурковский Ю. А. Перспективные исчисления населения с применением комбинированной таблицы доживаемости и повозрастной интенсивности миграции.— В кн.: Проблемы демографической статистики. М., 1966.
6. Корчак-Чепурківський Ю. О. Розрахунок темпу зростання кількості і вікового складу тих, що живуть у стабілізованому населенні з постійним рівнем міграції (на прикладі м. Києва).— Демографічні дослідження, вип. 1. К., 1970.
7. Корчак-Чепурковский Ю. А. Избранные демографические исследования. М., 1970.
8. Курман М. В. Актуальные вопросы демографии. М., 1976.
9. Курс демографии. М., 1974.
10. Матлин И. С. Моделирование размещения населения. М., 1975.
11. Переведенцев В. И. Методы изучения миграции населения. М., 1975.
12. Россет Э. Процесс старения населения. М., 1968.
13. Рыбаковский Л. Л. Региональный анализ миграции. М., 1973.
14. Сови А. Старение населения и продление жизни.— В кн.: Методы демографических исследований. М., 1969.
15. Hyrenius H. Reproduction and replacement rate. In: Proceedings of the World Population Conference. Rome. 1954, vol. III. U. N., N. Y., 1955.
16. Rogers A. Introduction to multiregional mathematical demography. N. Y., Wiley, 1975.
17. Soboleva S. Migration and Settlement: 8. Soviet Union. International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria. RR-80-36, 1980, Nov.
18. The Determinants and Consequences of Population Trends. U. N., N. Y., 1953.
19. Willekens F., Rogers A. Spatial population analysis: methods and computer programs. International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria, RR-78-18, 1978, Nov.

ВВЕДЕНИЕ	3
1. ДЕМО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ СВЯЗИ	5
1.1. Демографический переход в условиях индустриализации	—
1.2. Экономико-демографические процессы в реальных поколениях	10
1.3. Демо-экономические связи региона для прогноза его развития	22
2. ВОСПРОИЗВОДСТВО И СТРУКТУРЫ НАСЕЛЕНИЯ	33
2.1. Общие эволюционные уравнения воспроизводства и движения населения	—
2.2. Возрастная структура и потенциал роста населения	38
2.3. О стабилизации в матричной модели воспроизводства населения	52
3. ЗАКОНОМЕРНОСТИ РОЖДАЕМОСТИ	60
3.1. Тенденция рождаемости в течение демографического перехода	—
3.2. Имитационная модель демографического развития семьи	76
4. ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ	89
4.1. Системный анализ	—
4.2. Продолжительность жизни и причины смерти	110
4.3. Типовые таблицы смертности в региональном демографическом анализе	130
5. ВОСПРОИЗВОДСТВО НАСЕЛЕНИЯ И МИГРАЦИЯ	141
5.1. Стабилизация структуры населения с миграцией	—
5.2. Миграция и старение населения	155
5.3. Региональный анализ населения СССР	169

ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ПРОЦЕССЫ И ИХ ЗАКОНОМЕРНОСТИ

Заведующий редакцией В. П. Томин
Редактор А. В. Короткова
Редактор карт Е. А. Соловых
Младшие редакторы Г. М. Брызгунова, Е. М. Рудый
Оформление художника В. В. Яковлева
Художественный редактор А. В. Кузнецов
Технический редактор Л. П. Гришина
Корректор Г. Б. Абудеева

ИБ № 1704

Сдано в набор 27.06.85. Подписано в печать 10.01.86. А 08505. Формат 84×108/32.
Бумага офсетная. Печать офсетная. Гарнитура «Таймс». Усл. печатных листов 10,08. Усл.
кр.-отт. 10,29. Учетно-издательских листов 11,22. Тираж 1800 экз. Заказ № 308
Цена 1 р. 20 к.

Издательство «Мысль». 117071. Москва, В-71, Ленинский проспект, 15.

Набрано в ордена Октябрьской Революции и ордена Трудового Красного Знамени МПО
«Первая Образцовая типография» им. А. А. Жданова Союзполиграфпрома при Государст-
венном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. 113054
Москва, Валуевская, 28.

Отпечатано с готовых диапозитивов в Тульской типографии «Союзполиграфпрома» при
Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли.
Тула, пр. им. В. И. Ленина, 109