

НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ ЦСУ СССР
Лаборатория демографии

× МЕТОДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Под редакцией
Л. Е. ДАРСКОГО



Издательство „Статистика“
Москва 1969

НА

33



Академия наук СССР
Институт научной информации
и фундаментальная библиотека
по общественным наукам

1817
70

НОВОЕ В ЗАРУБЕЖНОЙ ДЕМОГРАФИИ

Сборник второй

Вышел из печати:

«РОЖДАЕМОСТЬ И ЕЕ ФАКТОРЫ» (сборник первый)

Готовится к изданию:

«НАСЕЛЕНИЕ И ЭКОНОМИКА» (сборник третий)

ПРЕДИСЛОВИЕ

История демографической науки насчитывает свыше 300 лет, и все эти годы шло непрерывное совершенствование методов демографического исследования. Математические методы стали применяться в демографии с момента ее возникновения, и многие талантливые математики внесли свой вклад в развитие этой науки. Это не случайно: свыше двухсот лет центральной проблемой демографии была смертность, интересовавшая не только демографов, социал-гигиенистов и политиков, которые на определенном этапе могли бы удовлетвориться чисто словесным описанием, но и представителей страхового дела, которым были необходимы не общие соображения, а результаты строгих математических расчетов. Поэтому смертность наравне с азартными играми была первой областью, где началось применение теории вероятностей, а демография стала той частью политической арифметики, где стали применяться и разрабатываться идеи и методы математической статистики.

Неизбежность смерти и ее необратимость значительно упрощали математическую формализацию, и к середине прошлого века строгая и изящная математическая модель смертности была завершена. По мере расширения сферы интересов демографии принципы математического моделирования распространялись и на другие демографические процессы. Сейчас можно говорить уже не о моделях, позволяющих измерять отдельные явления в развитии населения, а о моделировании на этих общих принципах всего сложного процесса воспроизводства населения.

Развитие демографической методики продолжается и в наше время. Изменение типа воспроизводства населения в экономически развитых странах — так называемая демографическая революция — вызвало появление но-

вых измерителей и потребовало введения в рассмотрение новых факторов. Усложнение демографического процесса привело к усложнению модели. Современные методы демографического анализа позволяют достаточно глубоко проникнуть в суть происходящих явлений, выявить их основные закономерности и сделать обоснованные прогнозы.

Вполне понятно, что зарубежный опыт представляет для нас интерес прежде всего с методической точки зрения, и в некоторых вопросах здесь сложилась весьма удачная ситуация. Снижение рождаемости и старение населения — два процесса, характерные для сегодняшней демографической ситуации в нашей стране, начались в западноевропейских странах несколькими десятилетиями раньше, и естественно, что там раньше возникла потребность в их исследовании; изучение зарубежного опыта в этих вопросах представляется весьма полезным.

В советской демографической литературе последних лет имеется досадный разрыв между теоретической и описательной сторонами. В работах по математической демографии новые методы исследования часто иллюстрируются зарубежными материалами, а анализ демографических явлений по существу заменяется рассуждениями, которые базируются на общих коэффициентах; появилось пренебрежительное отношение к вопросам методики. Математические модели демографических процессов, сложные синтетические характеристики многим стали казаться какой-то схоластикой, оторванной от практики научного анализа. Поэтому ознакомление с практикой демографического анализа за рубежом представляется весьма актуальным.

При выборе статей для настоящего выпуска пришлось отказаться от работ чисто методического характера, хотя и очень интересных, но доступных лишь ограниченному кругу специалистов; предлагаемые статьи отражают скорее практику демографического анализа, чем его теорию. Каждая работа представляет собой решение какой-нибудь конкретной задачи иногда общего, а иногда и частного характера, и современные методы демографического анализа показаны в них, так сказать, в действии.

Математические модели воспроизводства населения занимают центральное место в теоретической демогра-

фии, однако несмотря на то, что они достаточно детально описаны во многих руководствах, их практическое применение мало распространено. Работа венгерских демографов Д. Барши и Э. Тейса, посвященная применению модели стабильного населения к анализу процессов воспроизводства населения Венгрии, еще раз доказывает плодотворность этого подхода. Авторы используют не только классическую схему анализа, но и модификации, введенные П. Кармелом и не описанные еще в советской литературе, это делает работу Барши и Тейса интересной и с методической точки зрения.

Другой общей работой в сборнике является статья крупного французского демографа А. Сови «Старение населения и продление жизни».

Проблема, которая разрабатывается в этой статье, имеет актуальное значение для всех экономически развитых стран. Постарение населения происходит и в нашей стране, причем довольно быстрыми темпами.

Причины, породившие это явление, долгое время не были ясны, однако большинство специалистов склонялось к мнению, что постарение есть следствие одновременного снижения рождаемости и смертности. Многие же непосредственно ассоциировали увеличение доли лиц пожилого возраста в населении с увеличением продолжительности жизни.

В этой статье А. Сови доказал, что постарение населения, наблюдавшееся до сих пор, было прямым следствием снижения рождаемости, а снижение смертности лишь тормозило этот процесс. Среди советских специалистов и сейчас еще существуют разноречивые мнения по этому поводу. Можно надеяться, что появление работы А. Сови поможет демографам в разрешении этого вопроса.

Представляет интерес и метод, которым пользуется автор при решении поставленной задачи, так как он может быть применен и для других демографических исследований.

В конце статьи Сови вмешивается в острый политический спор и подает свой голос в поддержку тех реакционных политиков, которые, ссылаясь на постарение населения и большой рост пенсионных фондов, требуют повышения пенсионного возраста, хотя этот вывод и не

вытекает ни из работы самого Сови, ни из процесса старения населения вообще.

Статья И. Фогта посвящена весьма детальному анализу демографических факторов рождаемости в Норвегии. Автор применяет современные методы анализа, и его приемы представляют несомненный интерес для советских исследователей. Статья написана очень сжато, сугубо специальным языком. Восприятие материала требует некоторых предварительных знаний, но индексы, выражающие влияние отдельных демографических факторов в динамике, — чрезвычайно полезный инструмент анализа, который может быть применен для исследования современной демографической ситуации в нашей стране, где сдвиги в компонентах воспроизводства намного значительнее, чем в Норвегии. Читатель, несомненно, заметит, что некоторые приемы не вполне строги с точки зрения математической демографии, но практически такой подход вполне оправдан, так как поправки, которыми Фогт подчас пренебрегает, невелики. Следует обратить внимание на расчеты автора, которые показывают, что за относительно стабильным уровнем воспроизводства в Норвегии скрываются противоположные по направлению и почти взаимно компенсирующие тенденции снижения продуктивности браков и повышения брачности. Было бы весьма интересно с помощью предложенных им методов определить, в какой мере падение рождаемости в нашей стране за последние десять лет сдерживалось повышением брачности и улучшением семейной структуры населения, нарушенной в результате войны.

Стандартизация принадлежит к арсеналу классических методов демографического анализа. При пользовании стандартизованными показателями важно не только правильно их исчислять, но и правильно их интерпретировать, поэтому усвоение метода возможно только на примерах конкретных исследований. Умелое использование этого метода польскими демографами К. Дзенье и Э. Быковской для сравнительного анализа уровня и динамики плодovitости в отдельных странах сделало их работу образцовой и позволило включить ее в настоящий сборник как пример использования этого мощного орудия демографического анализа для исследования сложной ситуации.

Прогноз всегда оставался самой сложной и актуальной задачей демографии и именно в этой области появление новых методов представляет наибольший интерес. В настоящее время требования к демографическому прогнозу повысились не только в отношении точности, но и в отношении детальности. Планирующим органам важно знать не только общую численность населения на перспективу, не только его возрастно-половой состав, но и множество других характеристик. С многих точек зрения, особенно в тех случаях, когда население рассматривается как потенциальный потребитель различных материальных ценностей и прежде всего жилищ и предметов длительного пользования, население нельзя рассматривать как совокупность лиц различного пола и возраста, а следует рассматривать его как совокупность семей различного состава. Такая точка зрения имеет ряд преимуществ также при анализе и прогнозе воспроизводства населения. Семья в нашем обществе несет множество функций, и для демографа важно, что она является не только элементарной ячейкой потребления, но и элементарной ячейкой воспроизводства и воспитания потомства. Изучение семьи в демографии имеет множество трудностей методического характера, крайне слабо изучены закономерности рождения, развития и распада семей, мало известно и о структуре семьи; естественно, что прогноз семейной структуры населения чрезвычайно сложен.

Английский демограф У. Хокинг подходит к этой проблеме, развивая традиционные методы демографического анализа и прогноза. Он не ставит целью получение семейной структуры населения Великобритании на перспективу, а старается предсказать только состав населения по семейному состоянию. Однако поскольку брачная пара составляет основу семьи, то эту работу можно считать первым шагом к прогнозу семейной структуры. Прогноз семейного состояния населения имеет и самостоятельную ценность, так как позволяет исходить из характеристик продуктивности браков при прогнозировании рождений, что представляет собой большой шаг вперед во всей технике демографического прогнозирования.

Методика Хокинга не представляет собой ничего принципиально нового, общие принципы передвижки на-

селения по семейному состоянию известны с начала 30-х годов, но практическое применение они получили лишь в последнее время.

Работа Хокинга интересна как раз тем, что она показывает, какую большую ценность могут представлять для практики те сведения о семейном состоянии населения, которые получаются из данных переписей и текущего учета.

Исследование социально-экономических факторов плодovitости — одна из центральных проблем современной демографии, ей посвящена огромная специальная литература. Методы изучения этого вопроса очень разнообразны и мало разработаны. Большая часть серьезных работ базируется на комбинационных группировках, которые, как известно, дают возможность выявить действующие факторы и определить направление их действия. Однако приложение этого метода к изучению факторов плодovitости имеет ограничения. Так как на уровень плодovitости действует множество факторов, то детальные комбинированные группировки приводят к образованию огромного числа групп и тем самым к недопустимому дроблению материала. Количество групп значительно увеличивается еще и потому, что влияние факторов социально-экономических невозможно правильно оценить, не элиминируя одновременно влияние факторов демографических. Все это приводит к тому, что даже при обработке таких огромных массивов первичной информации, как данные переписи населения, невозможно одновременно учесть больше двух, редко трех факторов. Эти соображения заставляют с большой надеждой смотреть на такой метод многофакторного анализа, как множественная корреляция.

Хотя техника расчета и анализа множественной корреляции известна довольно давно, этот метод мало применялся в демографических исследованиях. Объясняется это, по-видимому, тем, что при ручном расчете невозможно учесть одновременно большое число факторов; с увеличением числа факторов очень быстро возрастает трудоемкость расчета. В настоящее время применение ЭВМ снимает это ограничение и открывает широкую дорогу этому мощному методу статистического анализа в демографию.

Имеются и некоторые другие соображения, позво-

ляющие надеяться на результативность применения метода множественной корреляции при исследовании факторов демографических процессов. Современное представление о механизме воздействия социальных и экономических факторов позволяет говорить о большом значении не столько конкретных характеристик каждой семьи для ее поведения, сколько характеристик совокупности семей для их поведения. Такие демографические процессы, как брачность, плодовитость, миграция, в значительной степени определяются социально-психологическим фактором. Поведение людей в этих вопросах является реализацией их взглядов, привычек, традиций, намерений. Поэтому социальные и экономические факторы, воздействующие на демографические процессы, опосредуясь через сознание, выступают часто не как элементы индивидуального бытия, а как элементы бытия общественного. Например, не столь важно, испытывает ли данная конкретная семья трудности с устройством ребенка в детские учреждения, сколько важна общая обеспеченность детскими учреждениями в районе жительства и т. п.

Метод множественной корреляции позволяет учесть именно эти характеристики отдельных групп и поэтому его применение в демографии имеет большие перспективы. Работа Р. Андорки, помещенная в настоящем сборнике, является одним из пока еще немногочисленных примеров применения метода множественной корреляции для факторного анализа в демографии, и знакомство с ней принесет несомненную пользу.

Вряд ли стоит говорить о важности изучения проблем детской смертности; чем больше сделано для ее снижения, тем труднее каждый следующий шаг и тем нужнее точные измерители для динамических и территориальных сопоставлений.

Статья И. Венедикова, детально исследующая проблему измерения детской смертности, представляет широкий интерес для всех сталкивающихся с этой проблемой.

Далеко не все вопросы методики решены, многое еще предстоит сделать, над проблемами измерения, моделирования и прогнозирования плодовитости браков, миграции, воспроизводства семейной структуры населения сейчас усиленно работают специалисты во многих странах.

Л. Е. Дарский

**РАСЧЕТЫ ВОСПРОИЗВОДСТВА НАСЕЛЕНИЯ
НА ОСНОВЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЗАМЕЩЕНИЯ ПОКОЛЕНИЙ
И МОДЕЛИ СТАБИЛЬНОГО НАСЕЛЕНИЯ**

C. Barsy, E. Theiss, Reprodukciós számítások az ut-
ánföltöltési mutatók és a stabil népesedési modell alapján,
«Demográfia», 1960, v. 3, № 4, pp. 358—389.

Важнейшим элементом постоянно происходящего универсального возобновления человеческого общества является демографическое возобновление, смена поколений. Воспроизводство человечества в значительной степени связано с другими процессами, и особенно с процессом экономического воспроизводства. В настоящей статье эти вопросы не затрагиваются; в ней рассматривается только вопрос воспроизводства населения. Само воспроизводство населения занимает центральное место в демографии. Способы измерения воспроизводства населения предназначены для того, чтобы суммировать различные элементы движения населения и дать о нем цельное, единое представление.

Воспроизводство населения, как и в случае таблицы смертности поколения, можно анализировать путем прослеживания действительного воспроизводства по годам рождений или заключения браков вплоть до верхней границы плодovитого возраста. В этом заключается сущность продольного анализа (метод когорт). Второй метод исследования воспроизводства населения строится на данных какого-либо календарного периода. Этот метод, как и при анализе порядка вымирания гипотетического поколения на основе плодovитости всех групп плодovитого возраста в данном календарном периоде, позволяет оценивать воспроизводство этого периода.

В связи с этим необходимо указать на то, что движение населения, т. е. вступления в брак, разводы по различным причинам, рождаемость и смертность, а также его перемещение, постоянно изменяет численность населения и его состав по полу, возрасту и семейному положению. Структура населения в тот или иной период времени отражает влияние движения населения прошедших периодов. Но это движение, как правило, не соответствует движению в населении в данный период. Поэтому непрерывно изменяющаяся структура является причиной того, что общие показатели движения населения зачастую могут ввести в заблуждение. Ярким примером в этом отношении является показатель естественного прироста, который может показать превышение рождаемости над смертностью даже тогда, когда уровень рождаемости недостаточен для поддержания численности населения на каком-то определенном уровне.

При измерении воспроизводства населения за какой-либо календарный период возникает необходимость отделить движение населения этого периода от какого-то данного, уже сложившегося в результате предыдущих процессов состава населения. Очевидно, что воспроизводство населения исследуемого периода необходимо определять на основе той структуры, которая как раз соответствует наблюдаемым на протяжении длительного времени тенденциям в движении населения. Этого можно поэтапно достигнуть при условии, если каждый раз брать другие, более новые показатели. Естественно, что наиболее простым является метод, при котором расчеты ведутся по одному показателю — показателю смертности. Наблюдаемой смертности соответствует постоянное (стационарное) население. И действительно, самые простые расчеты воспроизводства строятся на основе этой структуры. Так поступал Бёк¹, который на основе данных о населении Берлина впервые рассчитал нетто-коэффициент воспроизводства. Учет более новых показателей подводит нас к понятию «модель населения». Эйлер² первым установил, что при длительном существовании одних и тех же уровней смертности и

¹ Statistisches Jahrbuch der Stadt, Berlin, 1884.

² L. Euler, Recherches générales sur la moralité et la multiplication du genre humain, Mém. de l'Acad. de Berlin, XVI, 1767.

плодовитости складывается население с определенным неизменяющимся составом и приростом. Это — так называемая модель стабильного населения, которая была сформулирована Лотка¹. Характерной особенностью этой и других вытекающих из нее моделей является то, что они учитывают взаимосвязи принимаемых в расчет факторов, включают в систему уравнений, в рамках которой могут быть точно рассчитаны отдельные показатели, и, наконец, описывают динамику процесса народонаселения.

До середины 30-х годов изучение воспроизводства населения, включая первоначальную модель Лотка, сводилось к расчетам воспроизводства женского населения. Однако этот метод оказался непригодным потому, что он не только не затрагивал вопроса воспроизводства мужского населения, но и не учитывал того, что воспроизводство человечества в значительной степени осуществляется через моногамные браки. Новые модели воспроизводства² отличаются от первоначальной модели Лотка не только тем, что они наряду с воспроизводством женского населения учитывают воспроизводство и мужского населения, но и тем, что включают в модель также фактор брачности.

В настоящей статье анализируется вопрос измерения воспроизводства населения на основе данных за календарный период. Вместе с этим приводятся результаты расчетов, основанных на простейших методах. Таковыми являются различные показатели воспроизводства и первоначальная модель воспроизводства населения Лотка. Чтобы избежать односторонности старой литературы о воспроизводстве, расчеты во всех случаях делались с учетом обоих полов. Прежде чем перейти к освещению отдельных методов и результатов, следует упомянуть о том, что расчеты производились для тех лет, к которым относятся венгерские таблицы смертности. Данные,

¹ A. J. Lotka, *Studies on the Mode of Growth of Material Aggregates*, «American Journal of Science», 1907, pp. 199—216.

L. J. Dublin, A. J. Lotka, *On the True Rate of Natural Increase as Exemplified by the Population of the United States*, 1920, «Journal of the American Statistical Association», 1925, pp. 305—339.

² E. Theiss, *Reprodukció-mérés és demográfiai modellek*, «Demográfia», 1959, 4sz., pp. 474—500.

характеризующие период до первой мировой войны, относятся к территории Венгрии того периода. Данные, характеризующие период после 1920 г., относятся к теперешней территории Венгрии. Это до некоторой степени затрудняет сопоставление.

Общей особенностью рассматриваемых здесь методов является то, что при определении воспроизводства населения за данный календарный период анализируются только два фактора: смертность, характерная для исследуемого периода, и плодовитость.

Расчеты воспроизводства населения в части смертности, характеризующей период, строились исходя из таблиц смертности. В связи с этим важную роль играет вероятность дожития, определяемая по формуле:

$$p_x = \frac{L_x}{l_0}. \quad (1)$$

В числителе дроби* стоит число лет L_x , проживаемых в интервале возраста $x, x+1$ числом живорожденных l_0 , соответствующим корню таблицы смертности. В знаменателе стоит сам корень таблицы. Таким образом, вероятность p_x означает среднее число лет, которое один живорожденный может прожить в интервале возраста $x, x+1$. Их сумма

$$\sum_{x=0}^{x=\omega} p_x = e_0^0 \quad (2)$$

является не чем иным, как ожидаемой средней продолжительностью жизни живорожденных при условии, если ω означает верхнюю границу человеческой жизни. С точки зрения воспроизводства стационарное население плодового возраста имеет первостепенное значение, потому что, например, с помощью средней вероятности дожития p , характеризующей плодовой возраст, можно высчитать, сколько рождений при существующей смертности необходимо для простого воспроизводства населения плодового возраста.

В табл. I на основе данных венгерских таблиц смертности показана численность стационарного населения

* Автор пользуется обозначениями, несколько иными, чем принятые в советской литературе. — *Прим. ред.*

плодовитого возраста по возрастным группам. В таблицах смертности l_0 принималась за единицу. Это означает, что по каждой возрастной группе дается сумма вероятностей дожития p_x . Таким образом, эти числа при данных условиях смертности означают число лет, которое в среднем могут прожить новорожденные в рассматриваемом возрасте. Эти величины фигурировали и в дальнейших расчетах воспроизводства, так как эти расчеты с достаточной точностью могут быть выполнены также и в том случае, если они ведутся по пятилетним возрастным группам. Расчет по одногодичным группам возраста значительно увеличивает объем вычислений, но почти не увеличивает точности.

Данные табл. 1 наглядно показывают снижение смертности, наступившее с начала XX века. Это обстоятельство имеет большое значение с точки зрения воспроизводства населения. Две последние строчки таблицы, однако, показывают, что в настоящее время нет больших возможностей для дальнейшего снижения смертности, по крайней мере в плодовитом возрасте. Таким образом, этот показатель без значительного повышения плодовитости лишь в очень ограниченных масштабах может благоприятно повлиять на воспроизводство населения.

Другим существенным элементом воспроизводства населения, наряду со смертностью, является плодовитость. Учет плодовитости может производиться с различной степенью детализации. Самым простым способом является расчет общего коэффициента рождаемости, представляющего собой отношение числа рождений к численности населения. Этот показатель используется только при определении показателя простого воспроизводства. Показатели замещения (одного поколения другим) стабильного населения строятся на основе коэффициентов плодовитости по возрасту.

Обобщающим показателем по возрастной плодовитости является брутто-коэффициент воспроизводства. Если $i(x)$ — среднегодовое число девочек, рожденных женщинами в возрасте x , то брутто-коэффициент воспроизводства I будет равен:

$$I = \int_{\omega_1}^{\omega_2} i(x) dx. \quad (3)$$

Таблица 1

Годы Возраст		1900/1901	1910/1911	1921	1930/1931	1941	1948/1949	1955	1958
а) Стационарное население									
Мужчины	15—19	2,9786	3,1809	3,2966	3,7534	4,1195	4,3251	4,5993	4,6003
	20—24	2,8678	3,0656	3,1747	3,6597	4,0349	4,2627	4,5654	4,5681
	25—29	2,7542	2,9449	3,0451	3,5555	3,9416	4,1805	4,5249	4,5300
	30—39	5,1951	5,5565	5,7477	6,8137	7,6375	8,1184	8,9112	8,9262
	40—49	4,6619	5,0107	5,2286	6,3141	7,1976	7,6820	8,6325	8,6497
	50—59	3,9036	4,2094	4,4974	5,5650	6,4359	6,9233	7,9842	8,0129
	60—69	2,7824	3,0023	3,3525	4,3126	5,0930	5,5758	6,5420	6,5661
	15—69	25,1436	26,9703	28,3426	33,9740	38,4600	41,0678	45,7595	45,8533
Женщины	15—49	18,4576	19,7586	20,4927	24,0964	26,9311	28,5687	31,2333	31,2743
	15—19	3,1477	3,2690	3,4157	3,9154	4,2357	4,4346	4,6841	4,6884
	20—24	3,0077	3,1356	3,2890	3,8104	4,1545	4,3788	4,6652	4,6719
	25—29	2,8676	3,0015	3,1551	3,6961	4,0699	4,3155	4,6397	4,6498
	30—34	2,7315	2,8767	3,0272	3,5887	3,9890	4,2531	4,6088	4,6207
	35—39	2,5932	2,7530	2,9045	3,4845	3,9048	4,1875	4,5684	4,5829
	40—44	2,4516	2,6211	2,7805	3,3740	3,8122	4,1133	4,5128	4,5341
	45—49	2,3057	2,4806	2,6470	3,2491	3,7015	4,0188	4,4368	4,4581
б) 1900/1901 = 100									
Мужчины	15—49	100,0	107,0	111,0	130,6	145,9	154,8	169,2	169,4
Женщины		100,0	105,4	111,1	131,5	145,9	155,5	168,1	168,6
в) В процентах к возможному максимуму									
Мужчины	15—49	52,7	56,5	58,6	68,8	76,9	81,6	89,2	89,4
Женщины		54,6	57,5	60,6	71,8	79,6	84,9	91,8	92,0

Нижняя и верхняя границы интегрирования представляют собой начало и конец плодovитого возраста. Поскольку при расчете воспроизводства населения речь всегда идет именно об этих границах, то в дальнейшем границы интегрирования не будут обозначаться, как это принято вообще.

Брутто-коэффициент воспроизводства может быть разложен на составные части. Так, если

$i'(x)$ — среднегодовое число девочек, рожденных замужними женщинами в возрасте x ;

$i''(x)$ — среднегодовое число девочек, рожденных незамужними женщинами в возрасте x ;

$n(x)$ — удельный вес замужних среди женщин в возрасте x , то брутто-коэффициент воспроизводства

$$I = \int n(x) i'(x) dx + \int [1 - n(x)] i''(x) dx, \quad (4)$$

где первое слагаемое в правой части является брачным компонентом, второе — внебрачным компонентом брутто-коэффициента воспроизводства. Сформулируем теперь относительные компоненты брутто-коэффициента воспроизводства в разбивке по возрасту:

$$v(x) = \frac{i(x) dx}{\int i(x) dx}. \quad (5)$$

Следует еще заметить, что брутто-коэффициент воспроизводства мужчин рассчитывается аналогичным методом. Поскольку, однако, данных о внебрачных рождениях в разбивке по возрасту отцов нет, то рассчитывается сначала брачный компонент, после чего эта величина увеличивается пропорционально доле внебрачных рождений. При численном расчете, впрочем, его можно аппроксимировать с помощью интегральной суммы повозрастных коэффициентов плодovитости, учитывая при этом годы жизни отдельных возрастных групп, а также число живорожденных мальчиков, приходящихся на одну живорожденную девочку.

В табл. 2 дается динамика брутто-коэффициентов, рассчитанных как для мужчин, так и для женщин за исследуемые годы, а также динамика брачного и внебрачного компонентов. Следует обратить внимание прежде всего на то, что показатель для мужчин во всех случаях

Таблица 2

Годы	Мужчины			Женщины		
	брачный	внебрач- ный	всего	брачный	внебрач- ный	всего
	компонент			компонент		
а) Число						
1900/1901	2,844	0,299	3,143	2,387	0,230	2,617
1910/1911	2,645	0,277	2,922	2,151	0,205	2,356
1921	2,399	0,191	2,590	1,703	0,129	1,832
1930/1931	1,584	0,158	1,742	1,263	0,122	1,385
1941	1,181	0,107	1,288	1,074	0,098	1,172
1948/1949	1,408	0,126	1,534	1,136	0,101	1,237
1950	1,421	0,132	1,553	1,156	0,107	1,263
1951	1,357	0,124	1,481	1,134	0,104	1,238
1952	1,314	0,115	1,429	1,103	0,098	1,201
1953	1,450	0,130	1,580	1,222	0,110	1,332
1954	1,563	0,132	1,695	1,317	0,113	1,430
1955	1,464	0,111	1,575	1,263	0,097	1,360
1956	1,347	0,095	1,442	1,175	0,084	1,259
1957	1,183	1,081	1,264	1,028	0,071	1,099
1958	1,124	0,068	1,189	0,984	0,060	1,044
б) 1900/1901 = 100						
1900/1901	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1910/1911	93,0	92,6	93,0	90,1	89,1	90,0
1921	84,4	63,9	82,4	71,3	56,1	70,0
1930/1931	55,7	52,8	55,4	52,9	53,0	52,9
1941	41,5	35,8	41,0	45,0	42,6	44,8
1948/1949	49,5	42,1	48,8	47,6	43,9	47,3
1950	50,0	44,1	49,4	48,4	46,5	48,3
1951	47,7	41,5	47,1	47,5	45,2	47,3
1952	46,3	38,5	45,5	46,2	42,6	45,9
1953	51,0	43,5	50,3	51,2	47,8	50,9
1954	55,0	44,1	53,9	55,2	49,1	54,6
1955	51,5	37,1	50,1	52,9	42,2	52,0
1956	47,4	31,8	45,9	49,2	36,5	48,1
1957	41,6	27,1	40,2	43,1	30,9	42,0
1958	39,4	22,7	37,8	41,2	26,1	39,9

был значительно большим, чем показатель, относящийся к женщинам. Первой причиной этого было то, что в действительном населении плодovитого возраста преобладали женщины, а второй — то, что рождалось больше мальчиков. Самое большое расхождение между этими двумя показателями наблюдалось после первой мировой войны в результате того, что во время войны имели место большие потери мужского населения.

Данные таблицы свидетельствуют также о значительном снижении плодovитости. В 1958 г. брутто-коэффициент воспроизводства не достигал и 40% его величины в начале века. Впрочем, снижение внебрачного компонента было значительно большим, чем компонента брачного. И, наконец, данные свидетельствуют и о воздействии, которое оказали на формирование плодovитости проведенные в первой половине прошедшего десятилетия мероприятия, касающиеся искусственных абортов. Весьма характерно, что самая большая достигнутая в 1954 г. величина брутто-коэффициента воспроизводства мужчин не достигла уровня 1930/1931 гг., а у женщин превышала его лишь незначительно.

Простейший метод исследования воспроизводства населения состоит в определении того, достаточно или нет число рождений для пополнения состава населения. Показатели, дающие ответ на этот вопрос, называются коэффициентами замещения старого поколения новым* (replacement rate). Характерным для всех показателей замещения является то, что для измерения пользуются данными о стационарном населении из таблицы смертности, а плодovитость берется в расчет, как правило, в относительно простой форме.

Самым простым показателем замещения является показатель Томпсона. Томпсон¹ по данным переписи населения определяет отношение числа детей моложе пяти лет к численности населения плодovитого возраста. Этот же самый коэффициент он рассчитывает и относительно соответствующего стационарного населения. Частное этих двух коэффициентов является показателем замещения. Таким же путем можно определить и показатель по

* В дальнейшем ради сокращения длинного написания будет просто стоять «коэффициент возобновления». — *Прим. ред.*

¹ W. H. Thompson, Ratio of Children to Women, 1920, Washington, 1931.

полу. В связи с определением этого показателя необходимо иметь в виду, что при переписи населения учет самых молодых возрастов, как правило, является неполным, что, естественно, сказывается на точности показателя. Этот показатель, как правило, применяется тогда, когда нет соответствующих данных о движении населения. Этот показатель практически дает общую картину воспроизводства за пять лет, предшествующих переписи, причем картина эта несколько неопределенна.

В отличие от описанного выше показателя замещения Томпсона показатель Книбса¹ может быть пригоден и для одного календарного года. Книбс исходит из коэффициента рождаемости. Общий коэффициент рождаемости он относит к частоте смертности по таблице смертности соответствующего периода. Другими словами, он представляет такую дробь, в числителе которой стоит общий коэффициент рождаемости, а в знаменателе — коэффициент смертности стационарного населения. Имея в виду, что частота смертности по таблице смертности является величиной, обратной ожидаемой средней продолжительности жизни для новорожденных, показатель Книбса можно понимать и как произведение коэффициента рождаемости и средней продолжительности жизни живорожденных.

Большим недостатком показателя Книбса является то, что при сравнении сопоставляются два неоднородных элемента, а именно: общий коэффициент рождаемости, зависящий от существующего в данный момент времени возрастного состава фактического населения, и коэффициент смертности, стандартизованный по возрастному составу стационарного населения. Вследствие этого показатель Книбса дает лишь предгазительную ориентировку.

Бургдёрфер², метод которого был описан в свое

¹ G. N. Knibbs. The Mathematical Theory of Population, of its Character and Fluctuations, and of the Factors which Influence them, Census of the Commonwealth of Australia, April, 1911, I, Appendix A, 1917, pp. 1—466.

² Statistik des Deutschen Reiches, Band 360.

F. Burgdörfer, Der Geburtenrückgang und seine Bekämpfung. Die Lebensfrage des deutschen Volkes, «Veröffentlichungen aus dem Gebiete der Medizinalverwaltung», XXVIII, Band, 2 Heft, Berlin, 1929.

время Барши¹, поступает следующим образом: в «очищенный» показатель естественного прироста населения он включает частоту смертности из таблицы смертности, рассчитанную по комбинированному стационарному населению. «Очищенный» коэффициент рождаемости он получает путем стандартизации повозрастных показателей плодovitости женщин по комбинированному стационарному населению. Разница этих двух показателей является «очищенным» естественным приростом.

«Очищенный» показатель естественного прироста Бургдёрфера несколько обманчив. Поэтому будет правильным рассматривать «очищенное» сальдо населения только в качестве показателя замещения. «Очищенный» естественный прирост, как это станет ясным из дальнейшего изложения, не может рассматриваться как показатель прироста, вытекающий из уровней наблюдаемой плодovitости и смертности. И, наконец, если взять частное из «очищенного» коэффициента рождаемости и смертности по Бургдёрферу, то получится нетто-коэффициент воспроизводства женщин. Вообще можно предположить, что Бургдёрфер разработал свой метод исходя из метода Бёка.

В табл. 3 даны показатели воспроизводства, рассчитанные по методу Томпсона и Книбса, а также «очищенные» показатели естественного прироста населения по Бургдёрферу, относящиеся к периодам венгерских таблиц смертности. Показатели Томпсона, как об этом упоминалось выше, дают картину среднего воспроизводства за пять лет, предшествующих подсчету. Другие показатели, напротив, строятся исключительно на данных смертности и плодovitости за наблюдаемый период. В этом причина тех больших различий в значениях показателей воспроизводства, рассчитанных методом Томпсона, и значениях других показателей воспроизводства. Самое низкое значение показателя воспроизводства, рассчитанного методом Томпсона, относится к периоду после первой мировой войны. Это является следствием очень большого сокращения рождаемости во время войны. Значение показателя воспроизводства, рас-

¹ G. Barsy, Nyers, standard és «tisztított» népesedési mérlegünk; a születési határszám kérdése, «Magyar Statisztikai Szemle», 1938, 5—6, pp, 581—602.

считанного на основе среднегодовой численности населения в 1958 г., относительно благоприятное. Это является результатом того, что число рождений в 1953—1955 гг. было сравнительно высоким

Показатель воспроизводства авторы статьи рассчитали отдельно для каждого пола, а также общий для обоих полов. Следует сказать, что коэффициенты рождений мальчиков в расчете на 1000 мужчин всегда были больше, чем соответствующие величины для женщин. Одна из причин этого в том, что в течение всего исследуемого периода в фактическом населении преобладали женщины, в то время как среди живорожденных всегда было больше мальчиков. Здесь авторы приводят частоту смертности в расчете на оба пола, а также в расчете на комбинированное стационарное население. Частота смертности по таблицам смертности вообще называется чистым коэффициентом смертности. Такое название обосновано тем, что при определении этого показателя частоту смертности по возрасту авторы стандартизуют по стационарному населению с составом, соответствующим данному уровню смертности. Однако и этот стационарный возрастной состав сам по себе изменяется в соответствии с изменением смертности. Поэтому чистые коэффициенты смертности для сменяющих друг друга периодов времени не могут считаться стандартизованными показателями. Вследствие изменения стационарного возрастного состава, например, если частота смертности всех возрастов какого-либо следующего периода в одинаковой степени меньше или больше предшествующего периода, два чистых коэффициента смертности не могут показать расхождения. Величина общего коэффициента рождаемости также значительно зависит от возрастного состава фактического населения. Поэтому он не может дать достаточно точного представления.

В нижней части табл. 3 общий коэффициент естественного прироста населения Венгрии сопоставляется с «очищенным» коэффициентом, стандартизованным по методу Бургдёрфера по составу стационарного населения. Возрастной состав населения Венгрии с начала XX века значительно изменился. Поэтому общие коэффициенты не дают полной картины изменений, происшедших в населении. Так, по общему коэффициенту даже в последнем году отмечается весьма значительный

Таблица 3

ПОКАЗАТЕЛИ ЗАМЕЩЕНИЯ ПОКОЛЕНИЙ ВЕНГРИЯ 1900/1901—1958 гг.

Годы		1900/1901	1910/1911	1921	1930/1931	1941	1948/1949	1955	1958
Показатели									
Метод Томпсона									
Соотношение	0—5 лет м	27,6	27,7	17,2	19,6	16,1	17,3	20,1	20,2
	15—49 лет ж	27,1	26,5	15,0	18,1	15,2	15,5	18,0	17,7
в реальном населении									
Соотношение	0—5 лет м	19,4	18,9	18,6	16,8	16,1	15,7	15,0	14,9
	15—49 лет ж	19,9	19,3	18,6	16,8	15,9	15,4	14,8	14,7
в стационарном населении									
Показатель замещения	м	1,42	1,47	0,92	1,17	1,00	1,10	1,34	1,36
	ж	1,36	1,37	0,81	1,08	0,96	1,01	1,22	1,20
Метод Книбса									
Общий коэффициент рождаемости	м	39,6	36,3	34,1	25,8	20,1	22,4	23,0	17,3
	ж	37,2	33,9	29,9	28,3	17,9	19,3	20,0	14,9
	о. п.	38,4	35,1	32,0	24,6	19,0	20,8	21,5	16,1
Коэффициент смертности стационарного населения	м	27,3	25,6	24,4	20,5	18,2	17,0	15,4	15,4
	ж	26,2	24,7	23,2	19,3	17,2	15,8	14,5	14,4
	о. п.	26,8	25,1	23,8	19,9	17,7	16,4	15,0	14,9
Показатель замещения	м	1,45	1,42	1,40	1,26	1,10	1,32	1,49	1,13
	ж	1,42	1,37	1,29	1,21	1,04	1,22	1,38	1,03
	о. п.	1,43	1,40	1,34	1,23	1,07	1,27	1,44	1,08
Метод Бургдёрфера									
Общие коэффициенты	рождаемости	38,4	35,1	32,0	24,6	19,0	20,8	21,5	16,1
	смертности	26,8	24,1	21,3	16,1	13,2	11,5	10,0	9,9
	естественного прироста	11,6	11,0	10,7	8,5	5,8	9,8	11,5	6,2
Коэффициенты, стандартизованные по возрастному составу стационарного населения	рождаемости	39,3	35,0	27,1	20,2	16,8	17,5	18,9	14,5
	смертности	26,8	25,1	23,8	19,9	17,7	16,4	15,0	14,9
	естественного прироста	12,5	9,9	3,3	0,3	-0,9	1,1	3,9	-0,4

естественный прирост. На неточность общих коэффициентов указывает, между прочим, и сопоставление общих коэффициентов смертности с коэффициентами смертности стационарного населения. Следует вновь указать на то, что «очищенный» естественный прирост не может считаться правильным показателем прироста, поскольку частное «очищенных» коэффициентов рождаемости и смертности соответствует нетто-коэффициенту воспроизводства женщин, а отрицательная величина сальдо, полученная из разности двух чисел, указывает на то, что нетто-коэффициент воспроизводства женщин меньше единицы, т. е. число живорожденных девочек недостаточно для возобновления женского населения.

Для получения показателей воспроизводства в узком смысле этого слова фактическое число рождений следует относить к необходимому числу рождений. Необходимое число рождений означает число рождений, которое необходимо для поддержания неизменной численности населения плодovитого возраста. В случае невзвешенного показателя воспроизводства следует определять необходимое число рождений по отношению ко всему населению плодovитого возраста. Если $P(x)$ — фактическая среднегодовая численность женского населения плодovитого возраста x , то невзвешенный показатель воспроизводства

$$R_a = \frac{\int P(x) i(x) dx}{\frac{\int P(x) dx}{\int p(x) dx}}. \quad (6)$$

В числителе — годовое число живорожденных девочек, в знаменателе — необходимое число рождений, рассчитанное на соответствующий год.

Это определение не учитывает, что фактическая численность групп женщин, находящихся в плодovитом возрасте, может быть далеко не одинаковой. Это определение не учитывает также значения различных возрастных групп с точки зрения воспроизводства. Невзвешенный показатель воспроизводства может быть рассчитан аналогичным методом и для мужчин, а также с использованием данных по комбинированному стационарному населению и для обоих полов.

Сущность метода, предложенного одним из авторов¹ для устранения недостатков невзвешенного показателя, состоит в том, что число необходимых рождений надо определять по возрастам с помощью числа живущих в данный период времени и величины P_x данного периода времени. Полученные таким образом числа, предварительно взвешивая, следует усреднить соразмерно возрастным компонентам брутто-коэффициента воспроизводства. Эта взвешенная средняя величина является необходимым числом рождений, характерным для данного календарного года. К ней нужно отнести фактическое число живорожденных. Исходя из этого, взвешенный показатель воспроизводства равен:

$$R_m = \frac{\int P(x) i(x) dx}{\int \frac{P(x)}{p(x)} v(x) dx}. \quad (7)$$

Аналогичным методом можно сделать расчет и для мужчин. Сумму двух необходимых чисел можно рассматривать как необходимое число рождений, относящееся к обоим полам, если не учитывать, что на место отца должен стать сын, на место матери — дочь, а удовлетворяться тем, что на место каждого из родителей станет новый человек. Так просто может быть определен комбинированный показатель воспроизводства для обоих полов.

Взвешенный показатель воспроизводства с некоторым изменением может быть записан следующим образом:

$$R_m = \frac{\int P(x) i(x)}{\frac{1}{I} \int \frac{P(x) i(x) dx}{p(x)}} = I \bar{p}_k. \quad (8)$$

Таким образом, взвешенный показатель воспроизводства может быть получен из брутто-коэффициента воспроизводства путем его умножения на среднюю гармоническую из вероятностей доживания, взвешенных по числам рождений, приходящихся на отдельные возраста. Как будет видно из дальнейшего изложения, аналогичным методом можно образовать из брутто-коэффициента воспроизводства и нетто-коэффициент воспроизводства.

¹ См. сноску 2 на стр. 12.

Таблица 4

Годы	Невзвешенные показатели воспроизводства			Взвешенные показатели воспроизводства					
				необходимое число рождений			показатель воспроизводства		
	м	ж	о. п.	м	ж	о. п.	м	ж	о. п.
1900/1901	1,501	1,452	1,476	205,7	213,4	419,1	1,612	1,474	1,542
1910/1911	1,511	1,413	1,461	204,0	222,6	426,6	1,614	1,401	1,530
1921	1,385	1,196	1,285	88,3	107,3	195,6	1,498	1,148	1,306
1930/1931	1,168	1,072	1,118	91,9	101,5	193,4	1,195	1,020	1,103
1941	1,004	0,935	0,969	93,2	89,7	182,9	0,985	0,950	0,968
1948/1949	1,199	1,086	1,141	78,8	86,4	165,2	1,255	1,068	1,157
1950	1,245	1,122	1,181	78,5	85,3	163,8	1,292	1,104	1,194
1951	1,220	1,117	1,167	78,3	84,5	162,8	1,252	1,096	1,171
1952	1,208	1,100	1,153	78,2	83,7	161,9	1,225	1,076	1,148
1953	1,366	1,238	1,300	77,9	82,9	160,8	1,373	1,206	1,287
1954	1,498	1,346	1,420	77,5	82,0	159,5	1,496	1,311	1,401
1955	1,421	1,287	1,352	77,2	80,6	157,8	1,410	1,261	1,334
1956	1,319	1,188	1,251	77,1	79,7	156,8	1,292	1,169	1,230
1957	1,170	1,035	1,100	76,5	78,7	155,2	1,135	1,022	1,078
1958	1,108	0,985	1,044	76,8	78,5	155,3	1,070	0,972	1,020

В табл. 4 приведены величины взвешенных и невзвешенных показателей воспроизводства. Эти показатели рассчитаны на каждый год последнего десятилетия. Характеристики стационарного населения по годам получены путем линейной интерполяции соответствующих данных таблиц смертности. В связи с этим следует сказать, что не очень точно определенные невзвешенные показатели несколько расходятся со взвешенными показателями. В таблице даны и абсолютные величины необходимых чисел рождений взвешенного коэффициента замещения. Преимущество этого показателя состоит в том, что он очень ясно представляет картину воспроизводства, так как в его основе лежит абсолютное число живорожденных за календарный год. Преимуществом является и то, что с большой точностью его можно определить и на следующий календарный год, потому что число живущих может быть просто выведено на основе последней таблицы смертности. При этом расчете могут быть использованы последняя таблица смертности и относительные возрастные компоненты брутто-коэффици-

циента воспроизводства последнего года. Ни смертность, ни величины $v(x)$, относящиеся к отдельным возрастам, в условиях Венгрии, как правило, не изменяются из года в год скачкообразно. И, наконец, взвешенный показатель замещения вообще является довольно точным, так как его величины почти не расходятся с нетто-коэффициентом воспроизводства.

Наиболее точно определенным показателем замещения, играющим в дальнейших расчетах важную роль, является нетто-коэффициент воспроизводства, разработанный Бёком¹. В тридцатых годах этот показатель широко использовал Кучинский². Важную роль играет нетто-коэффициент воспроизводства и в модели Лотка.

Нетто-коэффициент воспроизводства

$$R_0 = \int p(x) i(x) dx \quad (9)$$

может быть истолкован таким образом: в случае, если смертность и плодовитость по возрастам, наблюдаемые в данном периоде, неизменны до конца плодovитого возраста рожденных девочек, среднее число дочерей этой группы будет равно нетто-коэффициенту воспроизводства.

Нетто-коэффициент воспроизводства также может быть разложен на компонент брачный и внебрачный:

$$R_0 = \int n(x) p(x) i'(x) dx + \int [1 - n(x)] p(x) i''(x) dx, \quad (10)$$

где первый член в правой части является компонентом брачным, второй — компонентом внебрачным. Кроме того, можно определить относительные компоненты нетто-коэффициента воспроизводства по возрасту следующим образом:

$$w(x) = \frac{p(x) i(x) dx}{\int p(x) i(x) dx}. \quad (11)$$

Аналогичным методом расчет может быть произведен и для мужчин. В этом случае на основе имеющихся данных можно высчитать брачный компонент и увеличить его пропорционально доле внебрачных рождений.

¹ См. сноску 1 на стр. 11.

² R. R. Kuszynski, The Measurement of Population Growth: Methods and Results, London, 1935. R. R. Kuszynski, The Balance of Births and Deaths, Vol. I, New York, 1928, Vol. II, Washington, 1931.

Недостатком нетто-коэффициента воспроизводства является то, что в отношении обоих полов его можно высчитать только с большими трудностями.

Из вышеупомянутого определения нетто-коэффициента воспроизводства следует, что его можно образовать из брутто-коэффициента воспроизводства путем умножения последнего на среднюю арифметическую из вероятностей дожития, взвешенную относительными компонентами брутто-коэффициента. Это обстоятельство является причиной значительного соответствия взвешенного показателя замещения и нетто-коэффициента воспроизводства. Расхождение имеется только во взвешивании, применяемом при расчете средней вероятности дожития. Но это обычно не дает значительного отклонения.

$$R_0 = I \frac{\int p(x) i(x) dx}{\int i(x) dx} = I \bar{p}. \quad (12)$$

Согласно данным табл. 5, как и в случае брутто-коэффициента воспроизводства, нетто-коэффициенты воспроизводства мужчин во всех случаях были выше, чем для женщин. Это означает, что относительно большая смертность мужчин не может уравновесить отклонений, имеющих место в брутто-коэффициенте воспроизводства. Наибольшие расхождения и в этом случае приходится на годы, последовавшие за двумя мировыми войнами. Указанные данные свидетельствуют о том, что внебрачные компоненты нетто-коэффициента воспроизводства уменьшились в значительно большей степени, чем компоненты брачные. Однако нетто-коэффициент воспроизводства под действием значительного снижения смертности в отдельные периоды времени уменьшился в меньшей мере, чем брутто-коэффициент воспроизводства. Снижение смертности видно и из данных о средних вероятностях дожития, полученных как частные нетто- и брутто-коэффициентов воспроизводства. Значительное снижение смертности явилось причиной того, что благодаря временному увеличению числа рождений в первой половине прошедшего десятилетия нетто-коэффициент воспроизводства был больше, чем в какой-либо другой период после первой мировой войны, несмотря на то, что плодовитость в основном колебалась

Таблица 5

Годы	Мужчины			Женщины			Вероятность дожития до среднего возраста при рождении ребенка	
	брачный компонент	внебрачный компонент	всего	брачный компонент	внебрачный компонент	всего	м	ж
а) Число								
1900/1901	1,453	0,153	1,606	1,334	0,133	1,467	0,5110	0,5606
1910/1911	1,452	0,152	1,604	1,267	0,125	1,392	0,5489	0,5908
1921	1,377	0,110	1,487	1,059	0,081	1,140	0,5741	0,6223
1930/1931	1,078	0,108	1,186	0,926	0,091	1,017	0,6808	0,7343
1941	0,901	0,082	0,983	0,871	0,080	0,951	0,7632	0,8114
1948/1949	1,150	0,103	1,253	0,978	0,087	1,065	0,8168	0,8610
1950	1,180	0,110	1,290	1,009	0,094	1,103	0,8306	0,8733
1951	1,145	0,104	1,249	1,003	0,092	1,095	0,8433	0,8845
1952	1,124	0,099	1,223	0,988	0,088	1,076	0,8558	0,8959
1953	1,258	0,113	1,371	1,106	0,100	1,206	0,8677	0,9054
1954	1,377	0,116	1,493	1,207	0,103	1,310	0,8808	0,9161
1955	1,309	0,099	1,408	1,171	0,090	1,261	0,8940	0,9272
1956	1,206	0,085	1,291	1,091	0,078	1,169	0,8953	0,9285
1957	1,062	0,072	1,134	0,956	0,066	1,022	0,8972	0,9299
1958	1,007	0,061	1,068	0,916	0,056	0,972	0,8982	0,9310
б) 1900/1901 = 100								
1900/1901	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1910/1911	99,9	99,3	99,9	95,0	94,0	94,9	107,4	105,4
1921	94,8	71,9	92,6	79,4	60,9	77,7	112,3	111,0
1930/1931	74,2	70,6	73,8	69,4	68,4	69,3	133,2	131,0
1941	62,0	53,6	61,2	65,3	60,2	64,8	149,4	144,7
1948/1949	79,1	67,3	78,0	73,3	65,4	72,6	159,8	153,6
1950	81,2	71,9	80,3	75,6	70,7	75,2	162,5	155,8
1951	78,8	68,0	77,8	75,2	69,2	74,6	165,0	157,8
1952	77,4	64,7	76,2	74,1	66,2	73,3	167,5	159,8
1953	86,6	73,9	85,4	82,9	75,2	82,2	169,8	161,5
1954	94,8	75,8	93,0	90,5	77,4	89,3	172,4	163,4
1955	90,1	64,7	87,7	87,8	67,7	86,0	175,0	165,4
1956	83,0	55,6	80,4	81,8	58,6	79,7	175,2	165,6
1957	73,1	47,1	70,6	71,7	49,6	69,7	175,6	165,9
1958	69,3	39,9	66,5	68,7	42,1	66,3	175,8	166,1

вокруг уровня 1930/1931 гг. В последующие годы наблюдается ярко выраженное снижение этого показателя. Показатель для женщин в 1958 г. был меньше единицы. В связи с данными табл. 5 следует заметить, что исчисленный авторами взвешенный показатель замещения расходится с соответствующими величинами нетто-коэффициента воспроизводства только в последнем десятичном знаке, что подтверждает надежность и пригодность этого показателя.

В табл. 6 приводятся относительные компоненты нетто-коэффициента воспроизводства по возрастным группам, которые в значительной мере согласуются с аналогичными относительными значениями, рассчитанными на основе брутто-коэффициентов воспроизводства. Данные табл. 6 показывают процесс значительного изменения плодovitости с начала XX века. В 1952—1954 гг. наметилась некоторая противоположная тенденция. Однако затем на первый план по плодovitости снова стали выдвигаться молодые возрастные группы. Определенная роль в этом принадлежит тому обстоятельству, что после второй мировой войны увеличилось число заключаемых браков в молодых возрастах. Но еще большую роль в этом процессе сыграл факт сокращения числа рождений, которое, главным образом, проявлялось в более пожилых возрастных группах.

Точно определенный показатель замещения (таковым является нетто-коэффициент воспроизводства, а также взвешенный показатель замещения, исчисленный авторами) дает ответ на вопрос о том, достаточно ли наблюдаемое число рождений для пополнения фактического состава населения плодovитого возраста. Однако он не дает представления о размере прироста или уменьшения населения, вызванных фактическим числом рождений. Конечная цель расчетов воспроизводства как раз и состоит в определении этого коэффициента действительного прироста.

Решение этого вопроса связано с именем Лотка, который доказал, что любое население с первоначальным закрытым, т. е. не подверженным внешним миграциям, составом в случае длительного сохранения данного уровня смертности и плодovitости превращается в население с определенным, неизменным, стабильным возрастным составом, у которого и уровень прироста яв-

**КОМПОНЕНТЫ НЕТТО-КОЭФФИЦИЕНТА ВОСПРОИЗВОДСТВА
ПО ВОЗРАСТУ; В ПРОЦЕНТАХ (100 ψ_x)**

а) Мужчины

Возраст Годы	—24	25—29	30—39	40—49	50—	Всего
1900/1901	6,1	25,3	44,8	20,4	3,4	100,0
1910/1911	6,8	26,1	44,1	19,9	3,1	100,0
1921	11,2	25,6	43,2	17,1	2,9	100,0
1930/1931	11,6	26,8	42,2	16,9	2,5	100,0
1941	9,4	27,8	45,3	15,3	2,2	100,0
1948/1949	15,5	28,2	42,0	12,6	1,7	100,0
1950	15,7	29,8	41,2	11,9	1,4	100,0
1951	15,5	30,6	40,8	11,6	1,5	100,0
1952	14,9	30,8	41,0	11,7	1,6	100,0
1953	14,1	30,5	41,4	12,4	1,6	100,0
1954	14,4	30,4	41,3	12,3	1,6	100,0
1955	15,8	30,9	40,0	11,8	1,5	100,0
1956	17,1	33,0	38,1	10,4	1,4	100,0
1957	21,1	33,9	34,9	8,9	1,2	100,0
1958	22,2	34,8	33,7	8,1	1,2	100,0

б) Женщины

Возраст Годы	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—49	Всего
1900/1901	6,1	26,0	26,5	34,6		6,8	100,0
1910/1911	6,8	27,2	26,0	33,5		6,5	100,0
1921	5,9	28,1	28,3	31,8		5,9	100,0
1930/1931	7,6	28,8	26,8	31,8		5,0	100,0
1941	8,2	31,0	26,0	19,4	10,8	4,6	100,0
1948/1949	9,4	32,3	26,9	17,1	10,3	4,0	100,0
1950	10,1	33,0	26,9	16,8	9,4	3,8	100,0
1951	10,3	33,5	27,0	16,6	8,8	3,8	100,0
1952	9,9	33,6	27,3	17,0	8,6	3,6	100,0
1953	9,2	32,8	27,6	17,9	8,9	3,6	100,0
1954	8,9	33,1	27,8	17,9	9,0	3,3	100,0
1955	9,7	34,2	26,9	16,9	9,2	3,3	100,0
1956	10,7	35,8	26,4	16,0	8,6	2,5	100,0
1957	12,3	38,2	25,3	14,5	7,7	2,0	100,0
1958	12,7	39,3	25,4	14,0	7,0	1,6	100,0

ляется постоянным. Это коэффициент действительного, естественного прироста, не обусловленный составом населения, имеющимся в данный момент времени.

Стабильное население увеличивается соответственно величине истинного коэффициента естественного прироста r , притом увеличивается в любом небольшом отрезке года $\frac{1}{n}$ пропорционально приросту $\frac{r}{n}$, т. е. прирост складывается по закону постоянного сложного процента. Согласно этому начальная численность стабильного женского населения N_0 через промежуток времени t увеличится до величины:

$$N(t) = N_0 e^{rt}. \quad (13)$$

Этот показатель можно довольно просто связать с нетто-коэффициентом воспроизводства, который в соответствии с данным определением является средним числом живорожденных девочек одного женского поколения с учетом смертности. Если интервал поколений — T , то начальная численность населения N_0 через промежуток времени T составит:

$$N(T) = N_0 e^{rT} = N_0 R_0. \quad (14)$$

Из этого коэффициент естественного прироста r можно определить следующим образом:

$$r = \frac{\log_e R_0}{T}, \quad (15)$$

Эта формула является приближенной. Дальнейшая задача состоит в определении интервала поколений T . Все это находится во взаимосвязи с выводом Лотка и доказательством его модели стабильного населения. Отсылая к уже упомянутой более ранней работе одного из авторов данной статьи¹, этот вопрос будет освещен здесь очень кратко. Если $B(t)$ является числом живорожденных девочек за год, то число женщин в возрасте x можно получить путем умножения числа живорожденных x лет назад на вероятность дожития $p(x)$. Число девочек, рожденных этими женщинами, будет:

$$B'(t-x)p(x)i(x)dx. \quad (16)$$

¹ См. сноску на стр. 12.

А число девочек, рожденных женщинами всех плодovitых возрастов, будет:

$$B(t) = \int B(t-x) p(x) i(x) dx. \quad (17)$$

Решение этого интегрального уравнения определяет характер неизвестной функции $B(t)$. Эта функция, а также численность женского населения колеблются с течением времени. Однако эти колебания носят затухающий характер и через некоторое время число рождений и численность населения приближаются к ходу развития, соответствующего темпу постоянного прироста, равному r . Из этого интегрального уравнения может быть выведена следующая характеристическая формула:

$$1 = \int e^{-rx} p(x) i(x) dx. \quad (18)$$

У этого уравнения бесконечно много комплексных корней и лишь один действительный корень. Комплексные корни соответствуют компонентам с уменьшающейся амплитудой колебания. Эти компоненты после периода времени, зависящего от определенных обстоятельств, становятся очень незначительными. При таком положении численность населения складывается по геометрической прогрессии, соответствующей постоянной величине прироста r . Это r является действительным корнем вышеупомянутого характеристического уравнения и одновременно коэффициентом естественного прироста.

Характеристическое уравнение можно решить, если выражение под знаком интеграла разложить в степенной ряд.

$$\begin{aligned} & \int e^{-rx} p(x) i(x) dx = \\ & = \int \left(1 - rx + \frac{r^2 x^2}{2!} - \dots \right) p(x) i(x) dx. \end{aligned} \quad (19)$$

Обозначим моменты:

$$R_n = \int x^n p(x) i(x) dx. \quad (20)$$

С этим обозначением

$$\begin{aligned} 1 &= R_0 - rR_1 + \\ &+ \frac{r^2}{2!} R_2 - \dots = R_0 \left(1 - r \frac{R_1}{R_0} + \frac{r^2}{2!} \frac{R_2}{R_0} - \dots \right). \end{aligned} \quad (21)$$

Перейдя на логарифм и проведя его разложение, не учитывая степени, выше второй, получим:

$$\frac{1}{2} \beta r^2 + Tr - \log_e R_0 = 0, \quad (22)$$

где

$$T = \frac{R_1}{R_0},$$

$$\beta = \left(\frac{R_1}{R_0} \right)^2 - \frac{R_2}{R_0}. \quad (23)$$

Если удовлетвориться первым приближением r , то получим:

$$r = \frac{\log_e R_0}{T}, \quad (24)$$

где интервал между поколениями T будет:

$$T = \frac{R_1}{R_2} = \frac{\int x p(x) i(x) dx}{\int p(x) i(x) dx}, \quad (25)$$

что является не чем другим, как средней продолжительностью жизни матерей, стандартизованной по стационарному населению. Такая трактовка интервалов между поколениями, безусловно, более точна, чем средний возраст матерей, исчисленный по данным статистики рождений, так как последняя помимо возрастной плодовитости в значительной мере зависит и от состава населения плодovитого возраста. Интервалы между поколениями таким же образом можно определить и для отцов. В этом случае непосредственно можно рассчитать только величины, относящиеся к законным брачным рождениям. Имея в виду внебрачные рождения, их целесообразно сократить настолько, насколько величина, рассчитанная на основе всех рождений женщин, меньше по сравнению с рассчитанной на основе брачных рождений.

В табл. 7 даны интервалы между поколениями, определенные на основе венгерских данных, как для мужчин, так и для женщин. Интервалы, исчисленные по данным брачных рождений с начала века, значительно сократились. Это, вероятно, является следствием того, что

Годы	Мужчины		Женщины			Разность между длинной поколений мужчин и женщин по данным о брачных рождениях
	брачные рожде- ния	все рождения	брачные рожде- ния	внебрачные рож- дения	все рождения	
а) Интервалы между поколениями						
1900/1901	35,12	34,74	29,69	26,22	29,38	5,26
1910/1911	34,84	34,46	29,43	25,81	29,11	5,41
1921	33,99	33,79	29,09	26,62	28,91	4,90
1930/1931	33,60	33,30	28,81	25,94	28,55	4,79
1941	33,72	33,41	28,25	25,10	27,98	5,47
1948/1949	32,21	32,13	27,68	25,86	27,53	4,63
1950	32,05	31,91	27,41	26,01	27,30	4,64
1951	31,97	31,86	27,25	26,19	27,16	4,72
1952	32,02	31,93	27,23	26,30	27,16	4,79
1953	32,27	32,17	27,44	26,46	27,35	4,83
1954	32,23	32,15	27,41	26,51	27,34	4,82
1955	31,97	31,89	27,18	26,26	27,12	4,79
1956	31,48	31,42	26,79	26,06	26,74	4,69
1957	30,71	30,68	26,22	25,73	26,19	4,49
1958	30,40	30,38	25,96	25,70	25,95	4,44
б) 1900/1901 = 100						
1900/1901	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1910/1911	99,2	99,2	99,1	98,4	99,1	102,9
1921	96,8	97,3	98,0	101,5	98,4	93,2
1930/1931	95,7	95,9	97,0	98,9	97,2	91,1
1941	96,0	96,2	95,1	95,7	95,2	104,0
1948/1949	92,0	92,5	93,2	98,6	93,7	88,0
1950	91,3	91,8	92,3	99,2	92,9	88,2
1951	91,0	91,7	91,8	99,9	92,4	89,7
1952	91,2	91,9	91,7	100,3	92,4	91,1
1953	91,9	92,6	92,4	100,9	93,1	91,8
1954	91,8	92,5	92,3	101,1	93,1	91,6
1955	91,0	91,8	91,5	100,2	92,3	91,1
1956	89,6	90,4	90,2	99,4	91,0	89,2
1957	87,4	88,3	88,3	98,1	89,1	85,4
1958	86,6	87,4	87,4	98,0	88,3	84,4

воспроизводство сместилось в сторону более молодых возрастов. У мужчин интервал между поколениями был всегда более значительным, чем у женщин, хотя это расхождение последовательно сокращалось. Эта разница объясняет и то, что нетто-коэффициент воспроизводства для мужчин даже при стабильных условиях всегда больше, чем у женщин. При стабильных условиях мужские и женские чистые показатели естественного прироста равны. Вследствие больших интервалов между поколениями мужчин это возможно лишь в том случае, если их нетто-коэффициент воспроизводства больше, чем у женщин.

Остановимся кратко и на вопросе стабильного распределения возрастов в случае длительного сохранения данного уровня смертности и плодовитости. Выше было сказано, что функция $B(t)$ числа рождений после затухающего колебания изменяется по геометрической прогрессии, определенной посредством действительного корня r характеристического уравнения. В этом случае:

$$B(t) = B(t-x)e^{rx}. \quad (26)$$

Если $c(x, t)$ является числом женщин в интервале возраста $x/x+dx$, отнесенным ко всей численности женского населения, т. е.:

$$c(x, t) = \frac{B(t-x)p(x)}{N(t)}, \quad (27)$$

и, естественно,

$$\int_0^{\infty} c(x, t) dx = 1, \quad (28)$$

то тогда

$$c(x, t) = \frac{B(t)}{N(t)} e^{-rx} p(x) = b(t) e^{-rx} p(x), \quad (29)$$

где $b(t)$ является числом живорожденных девочек, отнесенным ко всему женскому населению. Из этого следует, что

$$1 = b(t) \int_0^{\infty} e^{-rx} p(x) dx, \quad (30)$$

$$b(t) = \frac{1}{\int_0^{\infty} e^{-rx} p(x) dx}.$$

Из формулы видно, что коэффициент рождаемости не зависит от времени, так как в правой части уравнения уже нет t , т. е. $b(t) = b$ (коэффициент рождаемости стабильного населения). Коэффициент смертности получим как разность:

$$d = b - r. \quad (31)$$

Из этого следует, что распределение стабильного населения по возрастам уже будет:

$$c(x) = be^{-xr} p(x), \quad (32)$$

т. е. оно тоже не зависит от времени t . Одним из случаев стабильного населения является стационарное население. Если прирост нулевой, т. е. $r = 0$, то:

$$c(x) = bp(x). \quad (33)$$

В этой формуле b — коэффициент рождаемости стационарного населения, который равен обратной величине средней продолжительности предстоящей жизни для новорожденных. Численность стабильного населения можно получить из стационарного населения путем умножения величин p_x , относящихся к отдельным возрастам, на коэффициент рождаемости, а также на коэффициент пропорциональности, который образуется из коэффициента естественного прироста и возраста x .

Из вышеизложенного видно, что важнейшим элементом воспроизводства в модели стабильного населения является чистый коэффициент естественного прироста r . Для определения этого коэффициента имеется метод приближения второй степени. Однако мы можем не принимать во внимание этого более точного определения, потому что оно касается только незначущих десятичных знаков показателя. Так, например, показатель для женщин 1955 г. во втором приближении равен 8,50‰, в первом приближении — 8,54‰.

Наконец, надо указать на взаимосвязь между нетто-коэффициентом воспроизводства и коэффициентом естественного прироста.

Из определения следует, что показатель естественного прироста будет нулевым, если нетто-коэффициент воспроизводства равен единице, отрицательным или положительным, если нетто-коэффициент воспроизводства

будет больше или меньше единицы. Поскольку показатель естественного прироста считается правильным измерителем роста населения, из ранее показанной зависимости следует, что определение нетто-коэффициента воспроизводства и равноценного ему взвешенного показателя замещения для установления необходимого числа рождений является обоснованным.

Коэффициент естественного прироста, который рассматривается как действительный и истинный измеритель роста населения, определенный по уровню смертности и плодovitости данного периода времени, только в том случае равен общему показателю естественного прироста населения, если население находится в стабильном состоянии. Это происходит тогда, когда установившийся уровень смертности и плодovitости остается неизменным в течение продолжительного времени. В том случае, если показатели смертности или плодovitости, или тот и другой одновременно непрерывно изменяются, то, естественно, не может быть стабильного состояния населения. В этом случае общий показатель естественного прироста населения и чистый коэффициент естественного прироста могут иметь значительное различие между собой. Цель расчета показателей воспроизводства — дать представление о росте населения независимо от структуры населения, изменяющейся под действием различных факторов.

Традиционно исследовалось только воспроизводство женского населения. Однако этот метод может быть использован и для измерения воспроизводства мужского населения. Авторы сделали такой расчет и в табл. 8 приводят показатели естественного прироста для каждого пола.

Эти показатели они сопоставляют с общими коэффициентами естественного движения населения, которые могут быть отнесены не только ко всему населению в целом, но и рассчитаны для каждого пола. Величины естественного прироста населения и чистые показатели естественного прироста перед первой мировой войной были почти одинаковыми. После окончания первой мировой войны они имеют значительные расхождения. Естественный прирост, зависящий в значительной степени от возрастного состава населения какого-либо данного периода, может дать и искажающие результаты.

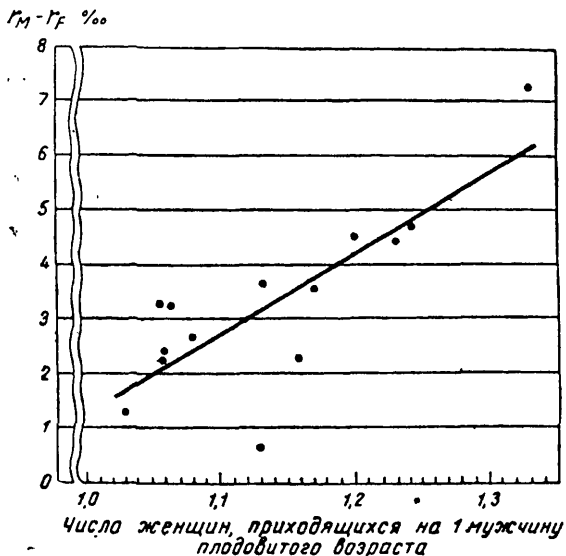
Годы	Коэффициенты естественного прироста							Число женщин плодovitого возраста на одного мужчину
	общие				чистые			
	оба пола	м.	ж.	раз-ность	м.	ж.	раз-ность	
1900/1901	11,6	12,2	10,9	1,3	13,6	13,0	0,6	1,13
1910/1911	11,0	11,3	10,7	0,6	13,7	11,4	2,3	1,16
1921	10,7	11,5	9,9	1,6	11,7	4,5	7,2	1,33
1930/1931	8,5	8,9	8,1	0,8	5,1	0,6	4,5	1,20
1941	5,8	6,2	5,3	0,9	-0,5	-1,8	1,3	1,03
1948/1949	9,3	9,9	8,7	1,2	7,0	2,3	4,7	1,24
1950	9,5	10,3	8,8	1,5	8,0	3,6	4,4	1,23
1951	8,5	8,9	8,2	0,7	7,0	3,4	3,6	1,17
1952	8,3	8,7	7,8	0,9	6,3	2,7	3,6	1,13
1953	9,9	10,7	9,1	1,6	9,8	6,8	3,0	1,10
1954	12,0	13,3	10,9	2,4	12,5	9,9	2,6	1,08
1955	11,5	12,5	10,5	2,0	10,7	8,5	2,2	1,06
1956	9,0	9,6	8,4	1,2	8,1	5,8	2,3	1,06
1957	6,4	7,2	5,9	1,3	4,1	0,8	3,3	1,06
1958	6,2	6,9	5,5	1,4	2,2	-1,1	3,3	1,06

Об этом свидетельствуют данные 1941 г., когда, несмотря на относительно большой естественный прирост населения, воспроизводство не было достаточным для пополнения существовавшей тогда численности населения.

Показатели естественного прироста населения, рассчитанные отдельно для каждого пола, ни в одном случае не согласовались друг с другом. Причина различия состояла в большой смертности среди мужчин. Чистые показатели естественного прироста, рассчитанные для мужчин и женщин, не совпадают по величине и иногда очень значительно. Более того, в 1958 г. показатель для мужчин показывал прирост, а показатель для женщин — убыль. Расхождение чистых показателей естественного прироста для двух полов говорит об одном существенном недостатке традиционного метода, так как нет никаких оснований считать показатель для какого-либо одного из полов исходным.

Расхождение чистых показателей естественного прироста двух полов происходит потому, что соотношение женского и мужского населения плодovитого возраста не отвечает стабильным условиям. Для того чтобы по-

казать, что между соотношением мужского и женского населения и разностью показателей естественного прироста имеется взаимосвязь, в последней графе табл. 8 приводится среднее число женщин, приходящихся на одного мужчину плодovитого возраста. Этот показатель авторы рассчитали следующим образом. Они отнесли число женщин отдельных возрастных групп в соответствии со средним возрастом родителей к возрастным группам мужчин старше на пять лет. Из полученного



соотношения авторы получили среднюю, взвешенную относительными возрастными компонентами брутто-коэффициента воспроизводства женщин. Полученные таким образом коэффициенты увязывались по рис. 1 с разностью между женскими и мужскими чистыми показателями естественного прироста. Как свидетельствует рисунок, между соотношением женщин и мужчин и разностью $r_M - r_F$ имеется взаимосвязь. Величина коэффициента корреляции — 0,80.

Однако как рисунок, так и данные табл. 8 убеждают в том, что вопрос о расхождении женских и мужских показателей отнюдь не может быть объяснен так просто. Авторы отмечают, что при равных или близких пропор-

циях полов встречаются очень значительные расхождения $r_M - r_F$. Объяснение этим расхождениям дает специальный анализ модели стабильного населения разработанный Кармелом¹.

В своей работе Кармел исходил из стабильного населения, включающего оба пола. Это означает, что, кроме смертности и плодовитости мужчин и женщин, должно оставаться неизменным и превышение числа рождений мальчиков над соответствующим показателем для девочек. Условие стабильности состоит в том, чтобы, с одной стороны, из мужских и женских нетто-коэффициентов получать одинаковые показатели естественного прироста, с другой стороны, возрастная плодовитость мужчин и женщин должна проявляться так, чтобы число рождений было всегда одинаковым.

Можно показать, что в стабильном населении, соответствующем вышеупомянутому условию, мужские и женские чистые показатели естественного прироста в действительности согласуются друг с другом. Предположим, что возраст отцов во всех случаях на пять лет больше возраста матерей, что в большинстве случаев соответствует расхождениям в интервалах между поколениями. Если число поворожденных девочек B_0 , то число рожденных на x лет раньше:

$$B(-x) = B_0 e^{-r_F x}, \quad (34)$$

и число женщин $P_F(x)$ в возрасте x в настоящее время равно:

$$P_F(x) = B_0 e^{-r_F x} p_F(x). \quad (35)$$

Аналогичным путем можно рассчитать число мужчин в возрасте $x+5$, если m — среднее число живорожденных мальчиков, приходящееся на одну живорожденную девочку:

$$P_M(x+5) = m B_0 e^{-r_F(x+5)} p_M(x+5). \quad (36)$$

Если уравнение (36) разделить на уравнение (35), то получим:

$$\frac{P_M(x+5)}{P_F(x)} = \frac{m P_M(x+5)}{P_F(x)} \cdot e^{-5r_F}. \quad (37)$$

¹ P. H. Karmel. An Analysis of the Sources and Magnitudes of Inconsistencies between Male and Female Net Reproduction Rates in Actual Populations, «Population Studies», 1948, 2, pp. 240—273.

В соответствии с предположениями такая зависимость существует. Для того чтобы увидеть отклонения от стабильных условий, надо образовать следующую дробь:

$$\frac{P_M(x+5)}{P_F(x)} : \frac{mP_M(x+5)}{p_F(x)} = D(x) \quad (38)$$

и сравнить полученные величины $D(x)$ с величиной e^{-5r_F} . Целесообразно, однако, определить и какую-либо среднюю величину D_x , относящихся к отдельным возрастным группам, с той целью, чтобы получить информацию о расхождении $r_M - r_F$, наступающем в результате отнесенной друг к другу величины мужских и соответствующих женских возрастных групп.

Нетто-коэффициент воспроизводства мужского населения:

$$R_{0M} = \int p_M(x) i_M(x) dx. \quad (39)$$

Число живорожденных мальчиков, рожденных женщинами в возрасте x , согласно предположению равно числу мужчин в возрасте $x+5$:

$$mP_F(x) i_F(x) = P_M(x+5) i_M(x+5). \quad (40)$$

Из этого:

$$i_M(x+5) = \frac{mP_F(x) i_F(x)}{P_M(x+5)}, \quad (41)$$

и таким образом:

$$\begin{aligned} R_{0M} &= \int \frac{mP_F(x) i_F(x)}{P_M(x+5)} p_M(x+5) dx \\ &= \int \frac{mP_M(x+5)}{p_F(x)} / \frac{P_F(x)}{P_M(x+5)} p_F(x) i_F(x) dx \\ &= \int \frac{1}{D(x)} p_F(x) i_F(x) dx. \end{aligned} \quad (42)$$

Поскольку

$$\begin{aligned} R_{0F} &= \int p_F(x) i_F(x) dx, \\ \frac{R_{0M}}{R_{0F}} &= \frac{\int \frac{1}{D(x)} p_F(x) i_F(x) dx}{\int p_F(x) i_F(x) dx}. \end{aligned} \quad (43)$$

Следует напомнить о том, что относительный компонент нетто-коэффициента воспроизводства по возрасту равен:

$$w(x) = \frac{p(x) i(x) dx}{\int p(x) i(x) dx}, \quad (44)$$

$$\frac{R_{0M}}{R_{0F}} = \int \frac{w(x)}{D(x)} dx = \frac{1}{D}.$$

D — не что иное, как взвешенная относительными компонентами $w(x)$ гармоническая средняя величина $D(x)$, относящихся к отдельным возрастным группам:

$$D = \frac{1}{\int \frac{w(x)}{D(x)} dx}. \quad (45)$$

Из указанного следует, что

$$r_F = \frac{\log_e R_{0F}}{T} \quad \text{и} \quad r_M = \frac{\log_e R_{0F} - \log_e D}{T + 5}, \quad (46)$$

$$r_M - r_F = \frac{-\log_e D - 5r_F}{T + 5},$$

если предположить, что

$$r = \frac{r_M + r_F}{2}, \quad (47)$$

$$r_M - r_F = \frac{-\log_e D - 5r}{T + 2,5}.$$

Согласно взаимосвязи разница, кроме величины D , зависит и от величины коэффициента естественного прироста r , означающего данный уровень плодovitости.

Относительно периодов, охватываемых венгерскими таблицами смертности, авторы проделали разработанный Кармелом анализ, касающийся расхождений мужских и женских показателей естественного прироста. Расчет производился на основе предположения, что $r = 0$ и $r = \frac{r_M + r_F}{2}$. Данные авторов подтверждают схему Кармела. Расчет, произведенный с помощью арифметической средней показателей действительного

**АНАЛИЗ РАЗНИЦЫ МЕЖДУ ИСТИННЫМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ
ЕСТЕСТВЕННОГО ВОСПРОИЗВОДСТВА МУЖЧИН И ЖЕНЩИН,
ПО МЕТОДУ КАРМЕЛА**

	1900/1901 гг.	1910/1911 гг.	1921 г.	1930/1931 гг.	1941 г.	1948/1949 гг.	1955 г.	1958 г.
1. Величины D по возрастным группам женщин:								
15—19	0,80	0,78	0,82	1,00	0,62	0,96	1,00	0,88
20—24	0,87	0,91	0,71	0,89	1,27	0,89	0,98	0,99
25—29	0,96	0,83	0,74	0,91	1,01	0,55	0,91	0,93
30—34	0,97	0,89	0,80	0,75	0,88	1,36	0,55	0,82
35—39	0,93	0,96	0,88	0,83	0,89	0,82	1,27	0,61
40—49	0,93	0,96	0,88	0,83	0,79	0,84	0,84	0,98
D	0,92	0,88	0,76	0,85	0,97	0,80	0,86	0,90
2. Исчисленные данные								
$r_M - r_F$ (‰):								
$r = 0$	2,5	4,2	8,7	5,3	1,0	7,3	5,0	3,8
$r = \frac{r_M + r_F}{2}$. .	0,4	2,2	7,4	4,8	1,3	6,4	3,3	3,7
3. Показатели реального населения								
$r_M - r_F$ (‰) . . .	0,6	2,3	7,2	4,5	1,3	4,7	2,2	3,3

естественного прироста, во всех случаях был ближе к действительной разнице, чем результат, основанный на предположении стационарного состояния.

Сами величины $D(x)$, относящиеся к отдельным возрастным группам, дают информацию о том, на сколько отличается в действительном населении удельный вес соответствующих мужских возрастных групп, отнесенный к женским возрастным группам, от соответствующего комбинированного стационарного населения. Значительное сокращение этих величин в годы после первой мировой войны объясняется потерями мужчин в результате войны. Вследствие значительного сокращения рождений в годы первой мировой войны уже в 1930/1931 гг.,

и особенно в 1941 г., наблюдается отклонение в противоположном направлении. В 1941 г. в возрастной группе женщин 20—24 лет показатель очень велик, а в женской группе от 15 до 19 лет — очень мал. Данные свидетельствуют о том, что демографические последствия первой мировой войны в значительной мере нарушили равновесие между полами. Все это, естественно, нашло свое отражение и в расхождении мужских и женских показателей естественного прироста. Вторая мировая война не имела таких тяжелых последствий, хотя в результате относительно больших потерь мужчин пропорция полов также изменилась.

Вышеуказанный расчет подтверждает правильность схемы анализа Кармела. Однако Кармел идет дальше и исследует вопрос о том, под действием каких причин произошла дивергенция. Речь может идти о следующих факторах:

а) изменении мужского населения в течение прошедшего периода;

б) изменении в показателях смертности мужчин и женщин;

в) динамике численности прежних рождений;

г) внешних факторах (например, военная катастрофа, которая в различной степени касается обоих полов, эмиграция и т. д.).

Под действием этих факторов относительное число женщин и мужчин может отклоняться от стабильного состояния, что приводит к дивергенции показателей.

Кармел исследовал причину дивергенции по этим факторам относительно многих стран, и он пришел к выводу о том, что в возникновении дивергенции первые два фактора играют незначительную роль.

Особый интерес вызывает дивергенция, которая является следствием формирования численности прежних рождений. Если предположить, что доля мальчиков при рождении и смертность не изменяются, то в закрытом населении величина $D(x)$ зависит исключительно от расхождений, проявившихся в численности прежних рождений, т. е.

$$D(x) = \frac{B(-x-5)}{B(-x)}. \quad (48)$$

Более целесообразно учитывать обратные величины, т. е.:

$$V(x) = \frac{B(-x)}{B(-x-5)} \quad (49)$$

В этом случае:

$$\frac{R_{0M}}{R_{0F}} = V \quad (50)$$

и

$$V = \int V(x) w(x) dx \quad (51)$$

по аналогии с предыдущим выводом. Так

$$r_M - r_F = \frac{\log_e V - 5r_F}{T + 5}, \quad (52)$$

т. е.

$$r_M - r_F = \frac{\log_e V - 5r}{T + 2,5}. \quad (53)$$

Определение числа рождений в прошлом в Венгрии сопряжено с трудностями. С одной стороны, потому, что нет достаточных данных о старой Венгрии, с другой стороны, — вследствие изменения территории Венгрии. Поэтому авторы сделали анализ за 1930/1931, 1940/1941 и 1955 гг. Величины $V(x)$, относящиеся к отдельным возрастным группам, являются отношениями рождений данного года к числу рождений пять лет назад. Величина $V(x)$, которая меньше единицы, означает, что число рождений сократилось по сравнению с прошедшим пятилетним периодом. Данные табл. 10 говорят о продолжительном сокращении числа рождений с начала века, особенно это относится к 1955 г.

Динамика числа рождений в прошлом и по данным широких исследований Кармела вообще не является основной причиной дивергенции. Это подтверждается и анализом, проведенным авторами. Только в расхождении мужских и женских показателей естественного прироста 1941 г., вероятно, значительная роль принадлежит этому фактору, что можно объяснить сокращением рождений в период первой мировой войны.

РАСХОЖДЕНИЕ, ОБУСЛОВЛЕННОЕ ДИНАМИКОЙ ЧИСЛЕННОСТИ
РОЖДЕНИЙ В ПРОШЛОМ, МЕЖДУ ЧИСТЫМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ
ЕСТЕСТВЕННОГО ПРИРОСТА МУЖЧИН И ЖЕНЩИН, ПО МЕТОДУ
КАРМЕЛА

	1930/1931 гг.	1941 г.	1955 г.
1. По возрастным группам женщин:			
15—19	0,94	1,39	0,92
20—24	1,02	0,69	0,89
25—29	0,99	0,95	0,92
30—34			1,39
35—39	1,00	1,00	0,69
40—49	1,04	1,01	0,98
V	0,9989	0,9233	0,9724
2. По исчислению			
$r_M - r_F (^0/\infty)$:			
$r = 0$	0,0	2,6	0,9
$r = \frac{r_M + r_F}{2}$	-0,1	2,7	0,5
3. В реальном населении:			
$r_M - r_F (^0/\infty)$	4,5	1,3	2,2

Следует заметить, что расхождение показателей естественного прироста, рассчитанных для мужского и женского населения, можно только анализировать с помощью метода Кармела, но его так нельзя учесть. Это можно сделать в рамках такой модели, которая учитывает динамику браков. В связи с этим вопросом авторы ссылаются на одну из своих ранее опубликованных работ¹, которая анализирует возможные методы, дополнения модели стабильного населения новыми элементами.

В заключение авторы кратко рассматривают вопрос о воздействии улучшения показателей смертности на воспроизводство. Авторы исходили из показателя плодovitости женского населения 1900/1901 гг. и исследовали размер воспроизводства, который обеспечила бы

¹ См. сноску 2 на стр. 12.

**ВОЗДЕЙСТВИЕ СНИЖЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ СМЕРТНОСТИ
НА ПОКАЗАТЕЛИ ВОСПРОИЗВОДСТВА**

(стандартизация по данным плодовитости женщин в 1900/1901 гг.
и рождаемости мальчиков в 1900/1901 гг.)

Годы	Средняя продолжительность жизни для новорожденных e^0	Нетто-коэффициент воспроизводства R_0	Интервалы между поколениями $T = \frac{R_1}{R_0}$	Чистый коэффициент естественного прироста r_F
1900/1901 . .	38,15	1,467	29,38	13,05
1910/1911 . .	40,48	1,541	29,44	14,69
1921	43,12	1,621	29,46	16,40
1930/1931 . .	51,80	1,909	29,58	21,86
1941	58,22	2,109	29,67	25,16
1948/1949 . .	63,24	2,241	29,73	27,15
1955	68,87	2,416	29,80	29,60
1958	69,36	2,422	29,81	29,68
Максимум . .		2,617	29,88	32,19

эта плодовитость при снижении смертности, которое произошло с тех пор. Как крайний случай авторы предположили, что женская смертность до 50 лет исключается, т. е. никто не умирает.

Стандартизация наглядно показывает, какое большое влияние оказывает на воспроизводство значительное снижение показателя смертности, происшедшее с начала XX века. Однако она свидетельствует о том, что рост средней продолжительности жизни женского населения в течение последнего десятилетия все в меньших пропорциях соответствовал росту показателей воспроизводства. Однако при дальнейшем снижении воздействие этого фактора на воспроизводство может быть лишь очень ограниченным. Этот вопрос, между прочим, осветил на международном венском конгрессе Коул¹. Он указал, что рост средней продолжительности жизни сверх 70 лет вряд ли может иметь воздействие на воспроизводство.

Перевел с венгерского В. М. Дмитриев

¹ A. J. Coale, 'Increases in Expectation of Life and Population Growth, «Internationaler Bevölkerungkongress», Wien, 1959, pp. 37—41.

СТАРЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ И ПРОДЛЕНИЕ ЖИЗНИ

Alfred Sauvy. Le vieillissement des populations et l'allongement de la vie, «Population», 1954, № 4.

Несмотря на то, что постарение населения подтверждается самыми неоспоримыми статистическими данными, обнаруживает легко прослеживаемые закономерности и вполне доступно для прогнозирования, оно остается все же малоизученным явлением. С ним связаны и многочисленные недоразумения социального порядка, которые могут даже, как показала забастовка работников общественного обслуживания в августе 1953 г., вызвать бурную реакцию.

Статья касается лишь одного, очень ограниченного и относительно несложного, но плохо изученного вопроса — демографической причины старения населения. В статье показано, что вопреки весьма распространенному мнению это социальное явление не есть непосредственный результат продления жизни.

Старение населения чаще всего определяется и измеряется долей пожилых лиц (обычно шестьдесят лет и старше) во всем населении. Используется также соотношение между числом пожилых и численностью взрослых в работоспособном возрасте. В большинстве стран оба эти соотношения в общем развивались в одном и том же направлении, так что вопрос об определении меры старения не столь существен. Мы пользуемся здесь первым показателем, как более употребительным.

В течение долгого времени демографы полагали, что постарение населения является результатом снижения как рождаемости, так и смертности. Это касается, разу-

меется, тех стран, где имело место изменение того и другого.

Влияние снижения рождаемости на старение населения не подлежит сомнению и не оспаривается: подрывая в основании пирамиду возрастов и не касаясь ее вершины, до 60 лет, снижение рождаемости увеличивает долю стариков в населении страны.

В послевоенное время работы Государственного института демографических исследований (L'Institut National d'études Démographiques), и в особенности Ж. Буржуа-Пиша (J. Bourgeois-Pichat), показали, что вплоть до настоящего времени *причиной постарения населения было лишь снижение рождаемости, а не снижение смертности.*

Другими словами, *увеличение продолжительности человеческой жизни, происходящее в течение почти двух веков, не содействовало, вопреки внешней видимости, старению населения.*

В связи с тем, что по этому поводу возникла борьба мнений на Всемирной конференции по народонаселению¹, необходимо, по-видимому, выяснить этот вопрос.

Эмпирические закономерности

Упорные дебаты по столь ясному вопросу явились результатом неправильного понимания исходных данных. Нужно прежде всего ясно представить себе, что *вопрос касается не демографической теории, а практического опыта.*

Теоретически, отпавляясь от данного населения, можно всегда представить себе результаты сокращения смертности: либо постарение, либо омоложение, или еще какое-либо желаемое изменение. Например, если бы все шестидесятилетние продлили свою жизнь до 100 лет при неизменной смертности в других возрастах, то население постарело бы. Зато если бы все новорожденные достигали двадцатилетнего возраста, то в результате население стало бы моложе.

Итак, вопрос не связан с математикой. Просто речь идет о том, чтобы знать, к чему фактически приводит

¹ Имеется в виду первая Всемирная конференция по народонаселению (Рим, 1954 г). — *Прим. ред.*

снижение смертности *такое, каким оно было до сих пор:* к постарению или к омоложению населения.

Существуют два способа проверки:

наблюдать население, действительно достигшее снижения смертности без понижения рождаемости;

вычислить, что станет с тем или иным населением при существенном снижении смертности, если рождаемость останется постоянной.

Фактическое положение

В действительности никакое население строго не удовлетворяет указанным выше условиям. Однако с 1800 по 1870 г. в развитых странах Западной Европы (Англия, Швеция) смертность значительно снизилась, в то время как рождаемость менялась мало, за исключением Франции, где она сильно сократилась. Приводим процент шестидесятилетних в различных странах в 1870 г., а также для сведения — коэффициенты рождаемости и смертности в 1861—1870 гг.

	% шестидесятилетних	Рождаемость (на 1000)	Смертность (на 1000)
Франция	12,3	26,3	23,6
Швеция	8,2	31,4	20,2
Швейцария	9,0	(31,5)	26,9
Бельгия	9,9	32,0	24,4
Великобритания	7,6	35,1	22,4
Нидерланды	8,4	35,8	25,4
Германия	7,7	37,2	26,9

Франция отчетливо выделяется среди других стран. В то время как процент шестидесятилетних в других странах находится в пределах 7,6—9,9, во Франции он достигает 12,3. Однако смертность во Франции уже превосходит смертность в Швеции и в Великобритании. Кроме того, страны с высокой долей шестидесятилетних (Швейцария—9% и Бельгия—9,9%) не являются странами с самой низкой смертностью. Рождаемость в них приблизительно такая же, как и в Швеции, и постарение их населения выражено более ярко. К Швеции мы еще вернемся немного позже. Великобритания по

уровню смертности также находится, несмотря на несколько более низкую рождаемость, на том же уровне, что и Германия. Снижение смертности как бы способствовало омоложению. Аналогичное заключение вытекает из сравнения Великобритании и Нидерландов.

Согласованность всех этих показателей не могла быть случайной.

Более строгие сравнения должны были бы относиться к фактической эволюции с 1800 по 1860 г. и основываться на расчетах, аналогичных тем, которые будут изложены далее для Франции, скорректированных так, чтобы сделать рождаемость строго постоянной.

Но даже без этих расчетов достаточно хорошо видно, что если Бельгия и Швейцария сохранили бы в XIX в. свою прежнюю рождаемость, которая составила около 35‰, то доля молодых возросла бы и старение стало менее заметно. Расчет дал бы близкую к 7,5 цифру, подтверждающую, что снижение смертности не содействовало бы постарению.

Каждый раз только точный расчет сможет показать, действительно ли снижение смертности не оказало никакого влияния и не вызвало некоторого омоложения населения.

Сравним, наконец, фактический возрастной состав в период начала снижения смертности и в период начала снижения рождаемости.

Помимо возрастного состава населения Франции, к которой мы обратимся позже, нам известен возрастной состав населения только Швеции начиная с XVIII в. Вот этот состав на различные даты (в ‰):

	Молодежь (от 0 до 20 лет)	Взрослые (от 20 до 60 лет)	Старики (60 лет и старше)	Итого
1800	41,2	50,0	8,8	100
1810	41,3	50,3	8,4	100
1820	41,4	49,9	8,7	100
1830	44,4	47,4	8,2	100
1840	44,3	47,9	7,8	100
1850	42,5	49,8	7,7	100
1860	42,7	48,1	8,2	100
1870	43,1	48,7	8,2	100
1880	42,5	48,1	9,4	100
1890	42,3	46,2	11,5	100
1900	41,9	46,2	11,9	100

В следующей таблице приводятся коэффициенты рождаемости и смертности в течение этого периода:

	Рождаемость (на 1000)	Смертность (на 1000)
1801—1810	30,9	27,9
1811—1820	33,4	25,8
1821—1830	34,6	23,6
1831—1840	31,5	22,8
1841—1850	31,1	20,6
1851—1860	32,8	21,7
1861—1870	31,4	20,2
1871—1880	30,5	18,3
1881—1890	29,1	16,9
1891—1900	27,1	16,4

Два идеальных варианта, очевидно, никогда не выполнялись. Между тем мы видим, что смертность почти равномерно уменьшается, в то время как рождаемость начала снижаться по сравнению с первоначальным уровнем лишь после 1870 г. Так, мы видим, что вначале доля шестидесятилетних уменьшалась под влиянием небольшого возрастания рождаемости, и между 1870 и 1880 гг. оказалась такой же, как и в 1800 г. В это время на уровне 1800 г. была и рождаемость, тогда как смертность снизилась на одну треть. И лишь с 1870—1880 гг. началось старение населения под влиянием уже значительного падения рождаемости.

Не делая окончательных заключений, мы уже достаточно хорошо видим, однако, что влияние изменений рождаемости велико, а влиянием изменения смертности можно пренебречь.

Чтобы иметь прямое доказательство этому, нужно перейти к расчетам, где плодовитость будет постоянной величиной.

Расчеты при неизменной плодовитости

Именно это было сделано Ж. Буржуа-Пиша.

Начав с населения Франции в 1776 г., т. е. со времени начала падения смертности, он рассчитал, что произошло бы с населением, если бы плодовитость оставалась постоянной, а смертность уменьшалась бы так, как это

было в действительности. В таких условиях возрастной состав испытывал бы влияние только смертности. Вот общие результаты (в %) ¹:

	От 0 до 9 лет	От 10 до 64 лет	65 лет и старше	Итого
1776	23,5	72,2	4,3	100
1806	25,6	69,4	5,0	100
1836	26,1	69,2	4,7	100
1866	27,1	68,6	4,3	100
1896	27,5	68,0	4,5	100
1926	28,1	67,8	4,1	100
1951	29,4	66,8	3,8	100

Итак, мы видим, что доля пожилых лиц старше 65 лет вначале возрастает, несомненно, в связи с потерями во время наполеоновских войн, а затем почти равномерно уменьшается, становясь в конце концов ниже первоначальной. Напротив, доля молодых людей моложе 10 лет почти правильно возрастает.

Таким образом, опыт убеждает в том, что *снижение рождаемости — единственная причина старения населения*. Снижение смертности способствует скорее омоложению населения.

Всеобщий ли это закон?

Эта закономерность могла бы явиться исключением. Действительно, если бы в населении, которое было вначале исключительно молодым вследствие, например, иммиграции в недавнем прошлом, наблюдалось снижение смертности, то это могло бы свидетельствовать о его старении. Но даже в этом случае закон сохранил бы свою силу, так как старение этого населения происходило бы в любых условиях и без снижения смертности и не могло быть вызвано этим.

С другой стороны, этот закон справедлив лишь для прошлого, он просто выражает последствия снижения смертности, такого, *каким оно было до сих пор*.

¹ Centre européen universitaire de Nancy, «Sciences sociales», année 1952, fascicule № 1.

Неизвестно, сохранится ли действие закона в будущем; можно лишь предположить, что в странах с низкой смертностью ее дальнейшее снижение будет способствовать старению населения. На это, например, указывают прогнозы, сделанные недавно для Франции.

Оставляя плодovitость (точнее, отношение семей к деторождению) неизменной, мы рассматриваем три различные гипотезы относительно смертности:

а) неизменная смертность, равная той, которая показана в таблицах смертности 1946—1948 гг.;

б) снижающаяся смертность, приводящая через 60 лет к коэффициентам «биологической смертности» Ж. Буржуа-Пиша, увеличенным в соответствии с фактической смертностью от несчастных случаев. Эта «биологическая смертность» имела бы место при устранении экзогенных причин смерти (туберкулез и т. п.) и сохранении уровня смертности от болезней органов кровообращения, рака и других заболеваний;

в) быстроснижающаяся смертность, которая за 30 лет сокращается настолько же, насколько за 60 лет в предыдущей гипотезе.

Приводим возрастной состав населения в 1990 г. при этих трех вариантах эволюции смертности:

	Менее 20 лет	От 20 до 60 лет	Старше 60 лет	Всего
При неизменной смертности	33,9	49,9	16,2	100
При снижающейся смертности	33,4	48,8	17,8	100
При быстроснижающейся смертности	33,0	47,8	19,2	100

Таким образом, учтенное снижение смертности увеличило бы долю пожилых людей в конце сорокалетнего периода.

Можно с уверенностью сказать, что старение населения значительно усилилось бы, если бы рак, болезни сердца и другие подобные заболевания были бы побеждены.

Прогнозирование для демографически отсталого населения

Последует ли по этому же пути демографически отсталое население? Вызовет ли снижение смертности изменения в его возрастном составе? Этот вопрос приобретает важность, так как для этого населения можно рассчитать снижение смертности при неизменной плодовитости в течение более или менее длительного периода.

Недавно Организацией Объединенных Наций были сделаны прогнозы для различных народов, населяющих Центральную Америку. Приводим ожидаемые результаты при неизменной плодовитости и снижающейся смертности для всей Центральной Америки и Мексики:

	1950 г.	1960 г.	1980 г.
Моложе 15 лет	42,6	44,3	45,2
От 15 до 60 лет	52,8	50,85	44,9
60 лет и старше	4,6	4,85	4,9
Всего	100	100	100

Доля шестидесятилетних возрастает лишь незначительно, несмотря на то что при расчете было принято сильное снижение смертности, еще более сильное, чем наблюдаемое сегодня. Напротив, при гипотезе уменьшающейся плодовитости доля стариков возрастает в 1980 г. до 6,6%.

Еще более убедительны прогнозы для мусульманского населения Алжира¹. Вот возможные результаты в 1976 г. по трем гипотезам:

	Плодовитость и смертность постоянные	Плодовитость постоянная, смертность снижается	Плодовитость и смертность снижаются
До 20 лет	46,3	48,1	35,9
От 20 до 60 лет	46,3	44,8	55,0
60 лет и более	7,4	7,1	9,1
Итого	100	100	100

¹ Louis Henry, Perspectives relatives à la population musulmane de l'Afrique du Nord, «Population», avril—juin, 1947.

Предположив, что смертность будет изменяться аналогично тому, как это было в Италии с 1900 по 1930 г., мы находим дополнительное подтверждение нашим соображениям: *при таком снижении смертности, какое наблюдалось до сих пор, влияние этого снижения на возрастной состав населения очень слабое и оно скорее способствует омоложению населения.*

Старение и долголетие

Старение населения в настоящее время приписывается влиянию увеличения длительности жизни. При этом иногда путают эти два весьма различных понятия. Некоторые демографы считали и еще сейчас считают, что снижение смертности — это фактор старения населения. Чем объяснить устойчивость этого заблуждения?

Увеличение длительности жизни — явление биологическое, совершенно отличное от старения населения — явления социального и количественно выражаемого, напомним, долей населения старших возрастов.

Совершенно очевидно, что снижение смертности приводит к увеличению *численности* пожилых людей. Исходя из этого, наш разум стремится забыть влияние смертности на знаменатель дроби, т. е. на всю численность населения, которая зависит от числа молодых людей. Успехи медицины и гигиены позволили сохранить больше молодых, чем стариков¹, причем в пропорции, достаточной для поддержания предшествующей возрастной структуры.

Косвенное влияние смертности

До сих пор мы говорили лишь о прямом влиянии снижения смертности на возрастной состав населения. Если выйти за рамки чистой демографии, то возникает вопрос: не имеет ли снижение смертности косвенных последствий, особенно в результате воздействия на саму плодovitость. Возникает и проблема существования кор-

¹ Ж. Буржуа-Пиша показал («Journal de la Société de statistique de Paris», mars—avril, 1950), что снижение смертности, если оно относится к лицам моложе 30 лет, приводит к омоложению населения, в противном случае оно ведет к постарению. Определение степени постарения в этом случае несколько отличается от используемого нами.

реляции между смертностью и плодovitостью, долго являвшаяся предметом спора.

Очевидно, между двумя этими явлениями существует более или менее слабая связь. Если, например, взять расчеты Ж. Буржуа-Пиша, относящиеся к возможной эволюции населения Франции с 1776 г., но не обращать при этом внимания на возрастной состав, а пользоваться лишь абсолютными числами, то согласно принятой гипотезе население Франции достигло бы в 1951 г. 437 млн. человек и возрастало бы теперь (т. е. в 1954 г. — *Прим. перев.*) на 12 млн. человек в год. Как бы оптимистично мы ни оценивали природные ресурсы территории, подобный результат невозможен. Таким образом, население будет неизбежно уменьшаться другим путем и, в частности, в результате сокращения плодovitости.

Именно в этом смысле можно говорить о положительном влиянии снижения смертности на старение населения. Связь довольно слаба, так как в Англии, Германии и других странах снижение плодovitости и смертности разъединены во времени почти на сто лет, и это разъединение характерно в настоящее время для многих слаборазвитых стран.

Значение явления

Может показаться, что речь идет лишь о простом математическом упражнении и что основное — это следить за ходом старения, не вдаваясь в его демографические причины.

Дело обстоит совершенно не так. Это исследование ценно не только своими результатами, не только тем, что оно освещает прошлое, но также и методом, который был здесь использован. Нужно отличать результаты теоретических расчетов от фактического положения вещей, и ставить последнее на первое место.

Однако по отношению к активному населению и пенсионерам ежедневно совершаются аналогичные ошибки, только еще более дорогостоящие и тяжелые, по своим последствиям связанные с рассматриваемыми проблемами. Страх перед необходимостью признать малоприятные факты или боязнь принимать трудные решения приводят к тому, что эти факты скрывают за сложными математическими вычислениями, которые не относятся

к рассматриваемому случаю, но дают возможность затушевать опасную простоту ситуации. Подобные расчеты продиктованы желанием уйти от безрадостных решений, как, например, повышение пенсионного возраста (здесь оно не рассматривается), отрицая существование очевидного финансового дефицита, утверждая, что его не должно быть и что он в целом противоречит теории. Математическая демография, являясь подспорьем и удобным инструментом для выявления истины, не должна становиться механизмом ее сокрытия.

Перевел с французского *Г. Т. Хмельницкий*

КОМПОНЕНТЫ ЧИСЛА РОЖДЕНИЙ

Johan Vogt, Component parts of the number of births (Særtrykk av Statsøkonomisk Tidsskrift, Hefte 4, 1964).

Число рождений определяется тремя факторами: 1) численностью женщин плодovитого возраста; 2) частотой заключения браков; 3) числом рождений, приходящихся на один брак.

К этому надо добавить численность детей, рожденных вне брака. В наших последующих расчетах эти рождения как самостоятельный фактор не выделялись.

Разработка показателя, отражающего влияние изменений в численности женщин производительного (плодовитого) возраста на изменение числа рождений за год, довольно проста. Брутто-коэффициенты воспроизводства¹, вычисленные на основании повозрастных коэффициентов рождаемости, будут выражать показатели рождаемости безотносительно к фактической численности женщин в производительном возрасте, т. е. частоту рождений, определяемую лишь двумя факторами: изменениями в уровне брачности населения и изменениями в числе рождений, приходящихся на один брак.

Наша задача заключается в выработке метода для измерения влияния каждого из этих двух факторов в отдельности на изменение абсолютного числа рожде-

¹ Здесь и далее брутто-коэффициентом воспроизводства автор называет величину, обычно называемую показателем суммарной плодовитости; от брутто-коэффициента воспроизводства она отличается только постоянным множителем, характеризующим долю девочек среди родившихся. — *Прим. ред.*

ний. Сначала, однако, приведем некоторые соображения относительно связи между фактическим числом рождений за год и годовым брутто-коэффициентом воспроизводства населения.

Потенциал деторождений

Потенциал деторождений населения определяется численностью женщин производительного возраста. Метод, обычно применяемый для оценки изменений в потенциале деторождений, заключается в вычислении ги-

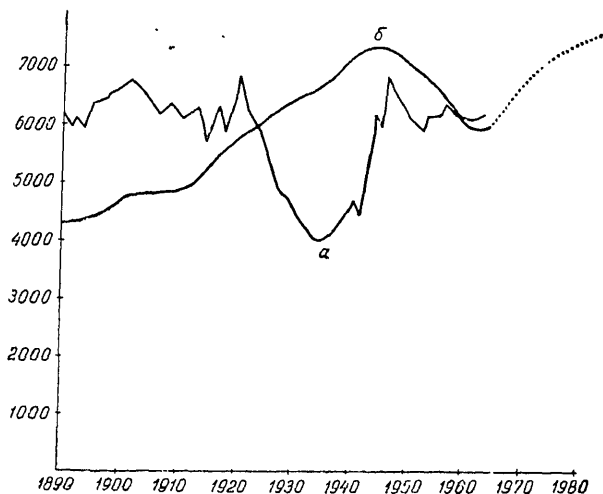


Рис. 1. Динамика числа рождений в Норвегии.
а — ежегодное число рождений в Норвегии за 1890—1962 гг.; б — гипотетическое число рождений для тех же лет, подсчитанное на основе повозрастных показателей плодovitости, средних для периода 1956—1960 гг.

потетического числа рождений по годам на основании текущей численности женщин в определенных группах плодovitого возраста: 15—19, 20—24 года и т. д. и постоянных повозрастных коэффициентов плодovitости.

Далее мы подсчитали абсолютные гипотетические числа рождений по годам вплоть до 1980 г., приняв за основу имеющийся прогноз численности женщин по определенным группам производительного возраста.

Показатель потенциала деторождений для населения может быть получен также путем деления абсолютного годового числа рождений на брутто-коэффициент воспроизводства за год. Брутто-коэффициент воспроизводства в данном случае представляет собой общее число рождений детей обоих полов на 1000 женщин определенных групп в пределах производительного возраста.

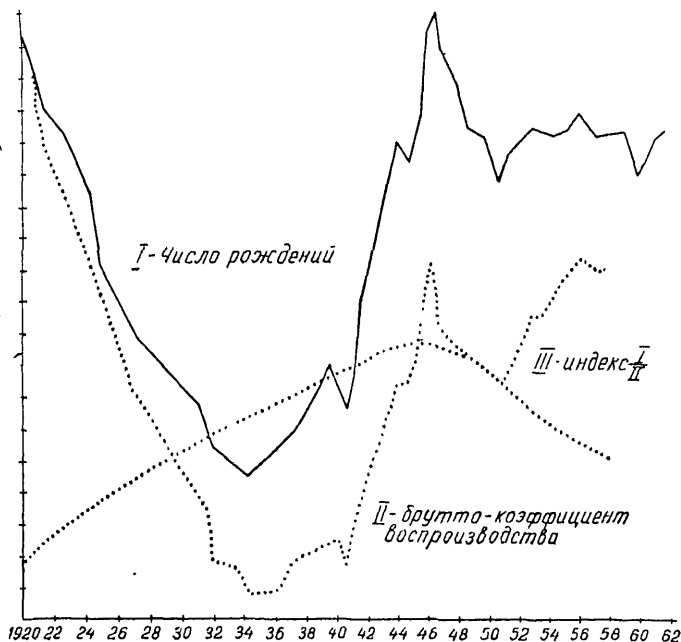


Рис. 2. Показатель потенциала деторождений.

Соотношения между абсолютным числом рождений за год и брутто-коэффициентом воспроизводства дают нам возможность расчета годовых брутто-коэффициентов воспроизводства за предыдущие годы в межпереписной период, а не только на год переписи.

Для Норвегии ежегодные оценки брутто-коэффициента воспроизводства имеются лишь с 1932 г. Что же касается предыдущих периодов, то оценки имеются для 1890/1891 г., 1900/1901 г., 1910/1911 г., 1920/1921 г. и 1930/1931 г.

Имеющиеся данные о численности женщин в различных возрастных группах составляют основу для следующих расчетов:

а) для расчета изменений потенциала деторождений (расчеты, приведенные в табл. 1, были выполнены путем взвешивания численности женщин в различных группах плодovитого возраста постоянными коэффициентами плодovитости, в данном случае это — средние коэффициенты повозрастной плодovитости за 1920/1921 г. и 1930/1931 г.);

Таблица 1

**ВЫЧИСЛЕНИЕ ГОДОВОГО БРУТТО-КОЭФФИЦИЕНТА
ВОСПРОИЗВОДСТВА**

Показатели	Годы					
	1920	1921	1922	1923	1928	1929
(1) Число родившихся . .	69326	64610	62908	61731	49881	48372
(2) Гипотетическое число родившихся при постоянных коэффициентах плодovитости . .	53219	54209	55101	55860	59316	59909
(3) Индекс потенциала деторождений: 1920/1921 г. = 100 . .	99,07	100,92	102,58	103,99	110,43	111,53
(4) Гипотетическое число рождений при постоянной численности женщин в плодovитых возрастах: (1):(3) . .	69977	64021	61326	59362	45170	43371
(5) Брутто-коэффициент воспроизводства: (4):19,4	3607	3300	3161	3060	2328	2236
(6) Показатель потенциала деторождений: (1):(5)	19,2	19,6	19,9	20,2	21,4	21,6

б) для расчета индекса, отражающего изменения в потенциале деторождений;

в) для получения гипотетического числа рождений за год, при постоянной численности женщин плодovитого возраста (при помощи изменения годового коэффициента рождаемости согласно этому индексу);

г) в населении, в котором постоянна численность женщин плодovитого возраста, также постоянно отно-

шение между числом рождений и брутто-коэффициентом воспроизводства. Отношение среднего коэффициента рождаемости для 1920/1921 г. к брутто-коэффициенту воспроизводства за этот же период составило: $\frac{66968}{3451} = 19,4$.

Таким образом, мы имеем возможность получения годового брутто-коэффициента воспроизводства посредством деления гипотетического коэффициента рождаемости на приведенный выше результат;

д) и, наконец, путем деления реального коэффициента рождаемости на брутто-коэффициент воспроизводства, рассчитанный как описано выше, можно получить индекс потенциала деторождений данного населения по отношению к показателю потенциала деторождений населения, в котором годовое число рожденных девочек равно 1,0.

Интерполяция этого показателя в межпереписной период дает возможность вычисления брутто-коэффициента воспроизводства для большого интервала времени.

Изменения в уровне брачности, определяемые колебаниями в деловой и экономической жизни

Измерение вариаций в показателях брачности населения вследствие колебаний экономических условий общества не представляется сложным. Гипотетический уровень брачности для определенного периода может быть вычислен, если имеются численность мужчин (или женщин) в пределах определенных возрастных групп за ряд лет и постоянные коэффициенты брачности для тех же возрастных групп.

На рис. 3 изображено абсолютное число первых браков, заключенных в период с 1896 по 1962 г., и гипотетическое число первых браков, которые были бы заключены мужчинами в этот же период, рассчитанное исходя из постоянных повозрастных коэффициентов брачности. Постоянные коэффициенты брачности вычислены как средние из повозрастных коэффициентов за период с 1896 по 1950 г.

На графике наглядно видно значительное уменьше-

ние числа заключенных браков с 1920 г. до середины 30-х годов, равно как и значительное увеличение абсолютного числа браков, по сравнению с гипотетическим, в конце 30-х годов, — за счет одновременного вступления в брак лиц старших поколений, — что компенсировало низкий уровень брачности в более молодых возрастах, и молодых поколений, вступающих в брак в нормальном возрасте, а также частично и в более раннем возрасте, чем предшествующие когорты.

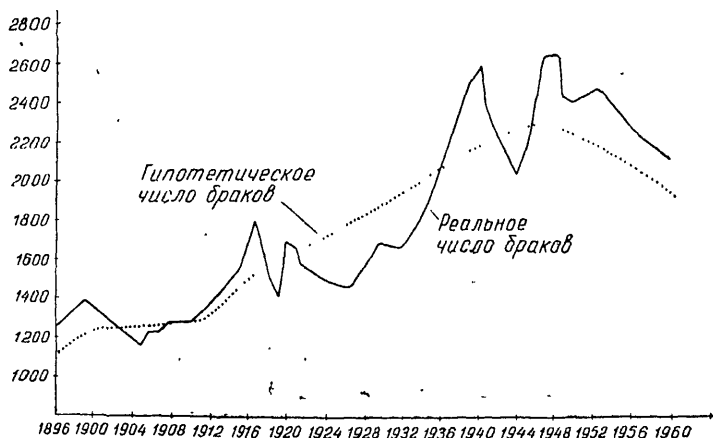


Рис. 3. Изменения брачности в связи с экономическими колебаниями.

Мы можем также измерить снижение, равно как и последующий рост брачности населения, посредством получения гипотетической структуры населения по семейному состоянию при помощи повозрастных коэффициентов брачности.

Такая гипотетическая структура для Норвегии за период с 1896 по 1962 г. показана на рис. 4.

Эти расчеты со всей очевидностью показывают чрезвычайно высокие показатели брачности в расчете на 1000 чел. в определенные короткие периоды. В них также находит отражение то, что женский перевес, отмечавшийся в течение 1940—1942 гг., сменился мужским перевесом, о чем свидетельствует более высокий кумуля-

тивный коэффициент брачности для женщин в настоящее время.

Отмечавшееся увеличение абсолютного числа браков в отдельные календарные периоды определяется поведением нескольких поколений. Поэтому целесообразно исследовать брачность каждой когорты (мужской и женской) в отдельности

В приведенных ниже таблицах даются сведения, характеризующие брачность различных когорт, сгруппированных по пятилетним периодам, начиная с когорты

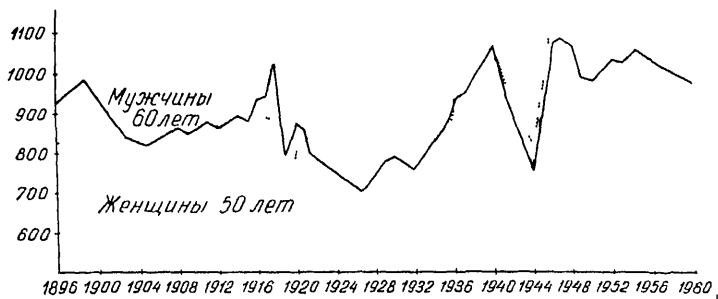


Рис. 4. Гипотетическая структура населения по семейному состоянию¹

¹ Численность состоящих и ранее состоявших в браке мужчин и женщин на 1000 человек, полученная суммированием повозрастных коэффициентов брачности

родившихся в 1870—1874 гг. Эти расчеты были сделаны путем преобразования показателей для календарных периодов в показатели для когорт. Принцип преобразования показателей для календарных периодов в когортные показатели можно видеть на рис. 5 (схема Лексиса).

Каждая когорта рассматривается по пятилетним возрастным группам: 15—19, 20—24 и т. д. Переход от верхней границы возраста к нижней в пределах определенной возрастной группы составляет десять лет для каждой когорты.

Коэффициент брачности для различных когорт получен путем прибавления следующей доли от годовых показателей брачности, в процентах. 10, 30, 50, 70, 90, 90, 70, 50, 30, 10.

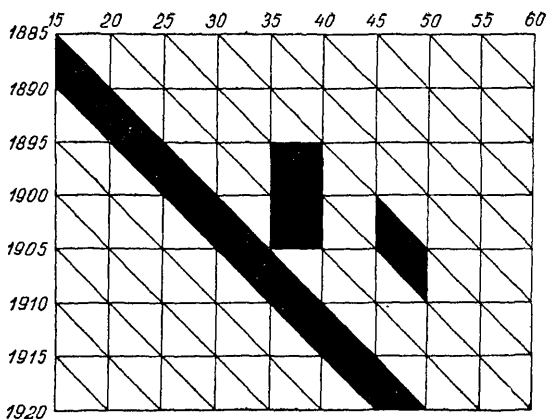


Рис. 5. Преобразование календарных показателей в когортные.

Таблица 2

КОЭФФИЦИЕНТЫ БРАЧНОСТИ ДЛЯ ПОКОЛЕНИЙ МУЖЧИН
на 1000 чел.

Поколения родившихся в период	Возраст (лет)								
	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	50—55	55—59
1880—1884	11,5	210,1	332,7	182,3	76,0	32,3	16,0	8,2	3,9
1885—1889	10,2	212,1	345,0	177,1	72,0	33,3	17,4	9,6	5,1
1890—1894	10,0	230,8	333,8	164,1	75,6	37,2	19,7	11,4	5,9
1895—1899	10,7	211,1	297,5	177,4	89,4	44,7	22,3	11,6	4,8
1900—1904	7,6	158,7	300,8	215,2	107,3	42,5	22,7	9,5	—
1905—1909	3,7	136,3	323,5	242,2	97,4	42,9	16,9	—	—
1910—1914	3,2	137,4	368,9	209,9	89,8	31,3	—	—	—
1915—1919	3,5	153,8	342,7	206,0	70,0	—	—	—	—
1920—1924	5,0	183,2	381,9	170,0	—	—	—	—	—
1925—1929	6,5	240,7	379,2	—	—	—	—	—	—
1930—1934	11,6	317,3	—	—	—	—	—	—	—
1935—1939	19,8	—	—	—	—	—	—	—	—

**ДОЛЯ ЛИЦ, СОСТОЯЩИХ И СОСТОЯВШИХ В БРАКЕ,
В ПОКОЛЕНИЯХ МУЖЧИН на 1000 чел.**

Поколения родившихся в период	Возраст (лет)								
	20	25	30	35	40	45	50	55	60
1880—1884	11,5	221,6	554,3	736,6	812,6	844,9	860,9	869,1	873,0
1885—1889	10,2	222,2	567,2	744,3	816,3	849,6	867,0	876,7	881,8
1890—1894	10,0	240,8	574,6	738,7	814,3	851,5	871,3	882,6	888,6
1895—1899	10,7	221,8	519,3	696,7	786,1	830,8	853,1	864,7	869,5
1900—1904	7,5	166,3	467,1	682,3	789,5	832,0	854,8	864,3	—
1905—1909	3,7	140,1	463,6	705,8	803,2	846,1	863,1	—	—
1910—1914	3,2	140,7	509,5	719,4	809,1	840,4	—	—	—
1915—1919	3,5	157,3	500,0	705,0	775,9	—	—	—	—
1920—1924	4,9	188,1	570,0	740,0	—	—	—	—	—
1925—1929	6,4	247,1	626,4	—	—	—	—	—	—
1930—1934	11,6	328,9	—	—	—	—	—	—	—
1935—1939	19,8	—	—	—	—	—	—	—	—

Таблица 4

**КОЭФФИЦИЕНТЫ БРАЧНОСТИ ДЛЯ ПОКОЛЕНИЙ ЖЕНЩИН
на 1000 чел.**

Поколения родившихся в период	Возраст (лет)						
	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49
I. 1870—1874	38,3	299,9	257,8	98,7	42,6	21,4	10,6
II. 1875—1879	43,8	315,0	225,9	97,6	42,6	20,1	8,9
III. 1880—1884	52,2	289,6	232,8	101,4	42,8	18,2	9,1
IV. 1885—1889	49,2	293,6	243,9	101,2	38,5	18,1	9,4
V. 1890—1894	48,7	312,5	242,1	92,7	38,5	20,3	10,4
VI. 1895—1899	52,3	317,7	224,6	99,1	45,9	24,1	12,9
VII. 1900—1904	51,8	274,4	240,9	122,2	57,3	28,4	15,5
VIII. 1905—1909	40,9	268,2	278,8	142,3	58,2	27,0	12,3
IX. 1910—1914	36,9	286,0	316,6	128,6	52,2	20,3	—
X. 1915—1919	38,9	349,5	294,7	119,3	39,6	—	—
XI. 1920—1924	51,0	359,5	315,8	92,0	—	—	—
XII. 1925—1929	63,0	461,5	259,1	—	—	—	—
XIII. 1930—1934	101,0	533,6	—	—	—	—	—
XIV. 1935—1939	145,8	—	—	—	—	—	—

**ДОЛЯ ЛИЦ, СОСТОЯЩИХ И СОСТОЯВШИХ В БРАКЕ,
В ПОКОЛЕНИЯХ на 1000 чел.**

Поколения родившихся в период	Возраст (лет)						
	20	25	30	35	40	45	50
I. 1870—1874	38,3	338,2	596,0	694,7	737,3	758,7	768,3
II. 1875—1879	43,8	358,8	584,7	682,3	724,9	745,0	753,9
III. 1880—1884	52,2	341,8	574,6	676,0	718,8	737,1	746,2
IV. 1885—1889	49,2	342,8	586,7	687,9	726,4	744,5	753,9
V. 1890—1894	48,7	361,2	603,2	696,0	734,5	745,8	765,3
VI. 1895—1899	52,3	370,0	594,6	693,7	739,6	763,7	776,6
VII. 1900—1904	51,8	326,2	567,1	689,3	746,5	775,0	790,5
VIII. 1905—1909	40,9	309,1	587,9	730,2	788,4	815,4	827,7
IX. 1910—1914	36,9	323,0	639,6	768,2	820,4	840,7	—
X. 1915—1919	38,9	388,4	683,1	802,4	842,0	—	—
XI. 1920—1924	51,0	410,5	726,3	818,3	—	—	—
XII. 1925—1929	63,0	524,5	783,6	—	—	—	—
XIII. 1930—1934	101,0	634,6	—	—	—	—	—
XIV. 1935—1939	145,8	—	—	—	—	—	—

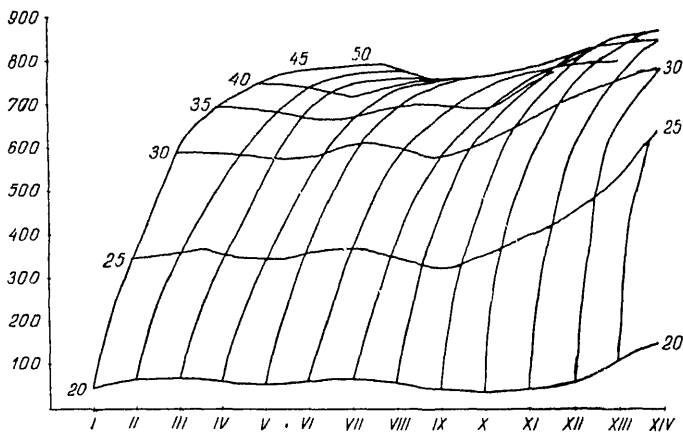


Рис. 6. Структура поколений женщин по семейному состоянию.

Коэффициенты плодovitости когорт женщин

Коэффициенты плодovitости различных когорт женщин также могут быть вычислены путем преобразования коэффициентов плодovitости по календарным периодам в показатели по когортам и суммирования последних для

Таблица 6

КОЭФФИЦИЕНТЫ ПЛОДОВИТОСТИ В ПОКОЛЕНИЯХ ЖЕНЩИН
на 1000 чел.

Поколения родившихся в период	Возраст (лет)						
	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49
I. 1870—1874	8,2	106,7	201,0	204,5	165,3	83,8	12,6
II. 1875—1879	9,3	112,0	195,0	189,9	151,8	73,5	9,7
III. 1880—1884	10,7	110,7	107,1	177,7	134,4	58,9	7,3
IV. 1885—1889	10,8	107,5	181,0	161,8	109,1	45,4	5,1
V. 1890—1894	10,9	107,4	169,1	136,2	85,5	33,1	3,6
VI. 1895—1899	11,6	104,0	144,0	111,7	66,3	27,7	3,5
VII. 1900—1904	11,8	90,1	118,7	93,9	63,9	33,3	3,4
VIII. 1905—1909	10,4	74,6	103,6	98,7	84,4	33,3	2,7
IX. 1910—1914	8,5	63,9	116,0	126,0	81,9	27,3	—
X. 1915—1919	7,5	72,0	136,0	124,5	71,3	—	—
XI. 1920—1924	9,2	88,4	144,7	117,2	—	—	—
XII. 1925—1929	12,7	106,7	159,8	—	—	—	—
XIII. 1930—1934	17,1	140,5	—	—	—	—	—
XIV. 1935—1939	24,6	—	—	—	—	—	—

отдельных когорт по мере их перехода из одной возрастной группы в другую.

В табл. 6 показаны годовые коэффициенты плодovitости для различных поколений женщин.

В табл. 7 приведены кумулятивные показатели плодovitости (на 1000 чел.), т. е. брутто-коэффициент воспроизводства (мальчиков и девочек), для различных поколений.

Таблица 7

КУМУЛЯТИВНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ ПЛОДОВИТОСТИ ПОКОЛЕНИЙ
ЖЕНЩИН на 1000 чел.

Поколения родившихся в период	Возраст (лет)						
	20	25	30	35	40	45	50
I. 1870—1874	41	574	1579	2602	3428	3837	3910
II. 1875—1879	46	606	1581	2531	3290	3657	3706
III. 1880—1884	53	607	1542	2431	3103	3397	3434
IV. 1885—1889	54	591	1496	2305	2851	3078	3103
V. 1890—1894	54	591	1437	2118	2545	2711	2729
VI. 1895—1899	58	578	1298	1856	2188	2326	2344
VII. 1900—1904	59	509	1103	1572	1892	2058	2075
VIII. 1905—1909	52	425	943	1436	1858	2024	2038
IX. 1910—1914	42	362	942	1572	1982	2118	—
X. 1915—1919	37	397	1077	1699	2056	—	—
XI. 1920—1924	46	488	1212	1798	—	—	—
XII. 1925—1929	63	597	1396	—	—	—	—
XIII. 1930—1934	85	788	—	—	—	—	—
XIV. 1935—1939	120	—	—	—	—	—	—

Рис. 7 иллюстрирует брутто-коэффициент воспроизводства (мальчиков и девочек) у отдельных возрастов и отдельных поколений.

Используя таблицы смертности для отдельных поколений, можно также вычислить и нетто-коэффициенты

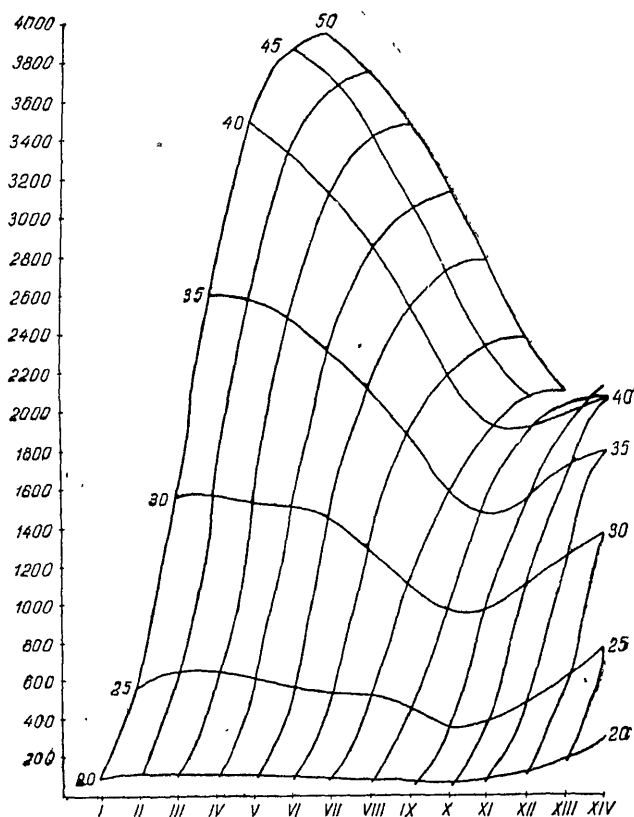


Рис. 7. Брутто-коэффициент воспроизводства для отдельных поколений (кумулятивные коэффициенты плодovitости, на 1000 человек).

воспроизводства для этих когорт. Полученные в результате таких расчетов данные показывают, что когорта рождения 1890—1894 гг. была последней из старших когорт, обеспечивавшей простое воспроизводство. Воз-

можно, что когорта 1920—1924 гг. рождения будет также иметь достаточно высокую плодовитость, чтобы обеспечить простое воспроизводство; что же касается когорт, рожденных после 1925 г., то все свидетельствует о том, что у них нетто-коэффициент воспроизводства будет больше 1,0.

Брачная плодовитость

Разделив кумулятивные коэффициенты плодовитости для отдельных когорт женщин на кумулятивные коэффициенты брачности этих же когорт, получим среднее число рождений, приходящихся на один брак.

В табл. 8 приведены оценки числа рождений, приходящихся на один брак, для различных когорт. Полученный результат в данном случае несколько превышает фактическое среднее число рождений, приходящееся на один брак, так как в общую численность рожденных входят и дети, рожденные вне брака.

Таблица 8

ЧИСЛО РОДИВШИХСЯ НА ОДИН ЗАКЛЮЧЕННЫЙ БРАК

Поколения родившихся в период	Возраст (лет)					
	25	30	35	40	45	50
I. 1870—1874	1,69	2,65	3,74	4,65	5,07	5,09
II. 1875—1879	1,69	2,70	3,71	4,54	4,91	4,91
III. 1880—1884	1,78	2,68	3,60	4,32	4,61	4,60
IV. 1885—1889	1,72	2,55	3,35	3,92	4,13	4,12
V. 1890—1894	1,64	2,38	3,04	3,47	3,59	3,57
VI. 1895—1899	1,56	2,18	2,68	2,96	3,05	3,02
VII. 1900—1904	1,56	1,94	2,28	2,53	2,66	2,62
VIII. 1905—1909	1,31	1,60	1,97	2,36	2,48	2,46
IX. 1910—1914	1,12	1,47	2,05	2,41	2,51	—
X. 1915—1919	1,02	1,58	2,12	2,44	—	—
XI. 1920—1924	1,19	1,67	2,20	—	—	—
XII. 1925—1929	1,14	1,78	—	—	—	—
XIII. 1930—1934	1,24	—	—	—	—	—

Для когорт, рожденных после 1880 г., число браков в возрастной группе 45—50 лет несколько превышает число рождений, приходящихся на эту же возрастную группу. Этот факт и является причиной уменьшения среднего уровня показателя к возрасту 50 лет.

Рис. 8 показывает изменение среднего числа рождений, приходящихся на один брак, по отдельным когортам в возрастном интервале 25—45 лет.

Число рождений на один брак, необходимое для сохранения исходной численности населения (простого

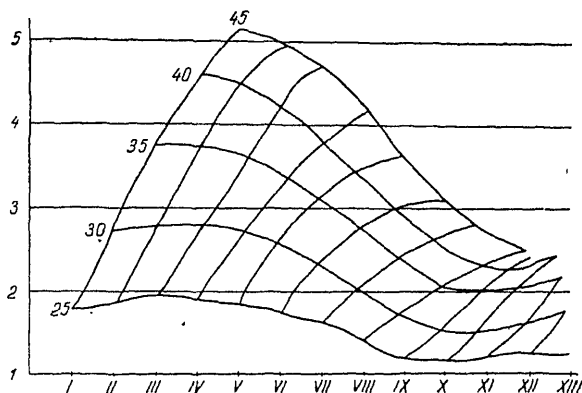


Рис. 8. Число рожденных на один заключенный брак.

воспроизводства), определяется следующими факторами: а) соотношением полов при рождении; б) относительной численностью женщин, доживающих до определенного возраста в пределах плодovитого периода; в) частотой заключения браков.

Для иллюстрации взаимосвязи различных показателей воспроизводства населения может быть использована простая схема.

В табл. 9 приведены брутто-коэффициенты воспроизводства для когорты женщин, рожденных в 1870—1874 гг., необходимые для простого воспроизводства.

По имеющимся в настоящее время таблицам смертности для Норвегии и современным коэффициентам брачности для более молодых когорт (женщин) нами рассчитаны следующие показатели воспроизводства (см. табл. 9, 10).

Таблица 9

**УРОВЕНЬ, НЕОБХОДИМЫЙ ДЛЯ ВОСПРОИЗВОДСТВА ПОКОЛЕНИЯ
РОДИВШИХСЯ в 1870—1874 гг.**

Показатель воспроизводства	I	II = 1000	III = 1000	Необходимое число детей на один брак
I. Нетто-коэффициент воспроизводства: 1000 девочек и 1068 мальчиков	2068	703,88‰ (число доживших до медианного возраста при рождении)	540,791‰ (чистый объединенный коэффициент брачности)	$\frac{2068}{540,8} = 3,824$
II. Брутто-коэффициент воспроизводства	2938	1000	768,3‰ (брутто-коэффициент брачности)	$\frac{2938}{768,3} = 3,824$
III. Брутто-продуктивность браков	3824	—	1000	$\frac{3824}{1000} = 3,824$

Таблица 10

**УРОВЕНЬ ПЛОДОВИТОСТИ, НЕОБХОДИМЫЙ ДЛЯ ПРОСТОГО
ВОСПРОИЗВОДСТВА ПРИ СУЩЕСТВУЮЩЕЙ БРАЧНОСТИ
И СМЕРТНОСТИ**

Показатель воспроизводства	I	II = 1000	III = 1000	Необходимое среднее число детей на один брак
I. Нетто-коэффициент воспроизводства: 1000 девочек и 1068 мальчиков	2068	964,1‰ (для женщин, доживающих до медианного возраста при рождении)	867,7‰ (чистый объединенный коэффициент брачности)	$\frac{2068}{867,7} = 2,383$
II. Брутто-коэффициент воспроизводства	2145	1000	900‰ Брутто-коэффициент брачности	$\frac{2145}{900} = 2,383$
III. Брутто-продуктивность браков	2383	—	1000	$\frac{2383}{1000} = 2,383$

Разработка показателей, отражающих влияние различных факторов на изменение числа рождений

На основе показателей брачности и рождаемости по когортам можно получить показатели, отражающие влияние изменения брачности населения на абсолютное число рождений. Метод расчета этих показателей заключается в следующем.

Показатели, характеризующие число рождений, приходящихся на один брак, по когортам (табл. 8), были получены путем деления кумулятивных показателей плодovitости на кумулятивные показатели брачности (табл. 5).

Затем рассчитываются повозрастные коэффициенты плодovitости по возрастным группам — путем деления коэффициента брачности для этих же возрастных групп на прирост числа рожденных детей по мере перехода из одного возраста в другой. Одна из женских когорт выбирается в качестве стандарта. В приведенных расчетах за стандарт принята когорта рожденных в 1890—1894 гг. Это дало возможность произвести два альтернативных гипотетических расчета.

Согласно первому расчету для всех когорт коэффициенты брачности были приняты те же, что в стандартной когорте; это дало возможность получить показатель увеличения числа детей, приходящихся на один брак, приведенный в табл. 8. Таким образом нами были получены гипотетические коэффициенты рождаемости для когорт при условии, что переменным фактором является число детей, приходящихся на один брак, а коэффициенты брачности неизменны.

По второму расчету для всех когорт среднее число детей, приходящихся на один брак, было принято по стандарту, а переменным фактором является брачность населения. Коэффициенты брачности по когортам приведены в табл. 5. Этот расчет позволил получить гипотетические числа рождений по отдельным когортам на основе постоянного показателя, характеризующего число детей, приходящихся на один брак, и меняющегося показателя брачности населения.

Два ряда показателей по когортам, полученных на основе двух альтернативных подходов, были затем преобразованы в показатели по календарным периодам

точно так же, как перед этим были рассчитаны показатели для отдельных когорт (рис. 5).

Таким образом были получены два ряда показателей за календарный период начиная с 1920 г.

Приняв 1920 г. в качестве базисного, можно получить ряд показателей, характеризующих влияние на изменение коэффициента рождаемости следующих трех факторов (см. рис. 9):

- 1) численности женщин в плодovитом возрасте;
- 2) уровня брачности населения;
- 3) числа рождений, приходящихся на один брак.

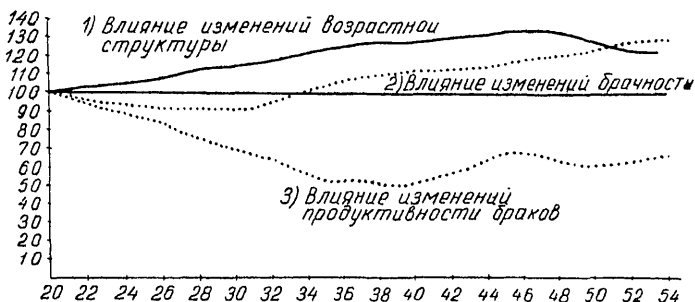


Рис. 9. Индексы влияния отдельных факторов на коэффициент рождаемости (1920=100).

Однако 1920 г., как год с исключительно высоким коэффициентом рождаемости, не является подходящим для того, чтобы служить в качестве базисного, а потому эти показатели, базирующиеся на коэффициентах по когортам, отражают различные годовые колебания и показывают различные отклонения. Более целесообразно выбрать в качестве базисного другой год. В последующих таблицах и графиках таким годом является 1930 г.

Рис. 10 и табл. 11 иллюстрируют отдельные показатели, характеризующие влияние различных факторов на изменение коэффициента рождаемости, в динамике.

Движение индекса, являющегося произведением показателя, отражающего влияние изменений в брачности населения, и показателя, отражающего изменение в числе родившихся на один брак, соответствует тенденции, проявляющейся в изменении брутто-коэффициента воспроизводства.

**ИНДЕКСЫ ВЛИЯНИЯ ОТДЕЛЬНЫХ ФАКТОРОВ НА КОЭФФИЦИЕНТ
РОЖДАЕМОСТИ**
(1930 г. = 100)

Год	Индекс влияния изменений доли женщин в плодovitом возрасте	Индекс влияния изменений в брачности	Индекс влияния изменений в продуктивности браков	Индекс совокупного влияния брачности и продуктивности (2) × (3)	Общий индекс (1) × (4)
	1	2	3	4	5
1920	87,67	104,56	143,56	150,11	131,60
1921	89,49	103,40	140,01	144,77	129,55
1922	90,86	102,23	136,48	139,52	126,77
1923	92,23	101,05	132,94	134,34	123,90
1924	93,15	99,88	129,40	129,24	120,39
1925	94,52	99,28	125,09	124,19	117,38
1926	95,89	99,29	120,24	119,39	114,48
1927	96,80	99,26	114,95	114,10	110,45
1928	97,71	99,26	109,86	109,05	106,55
1929	98,63	99,23	104,80	103,99	102,57
1930	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1931	100,91	101,55	95,47	96,95	97,83
1932	101,37	103,09	90,94	93,75	95,03
1933	102,74	104,46	86,62	90,48	92,93
1934	104,56	105,31	81,87	86,22	90,15
1935	105,93	108,27	78,98	85,51	90,58
1936	107,30	110,86	77,73	86,17	92,46
1937	108,67	113,45	76,48	86,77	94,29
1938	109,59	116,04	75,23	87,30	95,67
1939	111,41	118,63	73,98	87,76	97,77
1940	112,33	120,22	75,15	90,35	101,49
1941	113,70	120,79	78,74	95,11	108,14
1942	114,61	121,36	82,33	99,92	114,52
1943	115,07	121,93	85,91	104,75	120,54
1944	115,98	122,69	88,84	109,09	126,42
1945	115,98	123,81	90,29	111,79	129,65
1946	116,44	125,85	90,12	113,42	132,07
1947	116,89	127,89	89,33	114,24	133,54
1948	116,44	129,91	88,54	115,02	133,93
1949	114,15	131,96	87,76	115,81	132,20
1950	113,24	133,12	87,77	116,84	132,31
1951	111,87	133,40	88,59	118,18	132,21
1952	110,50	133,68	89,41	119,52	132,07
1953	108,68	133,96	90,27	120,56	131,35
1954	107,31	134,24	91,04	122,21	131,14

Изменения в показателе, характеризующем влияние всех факторов на коэффициент рождаемости, соответствуют тенденциям в изменении фактического числа рождений.

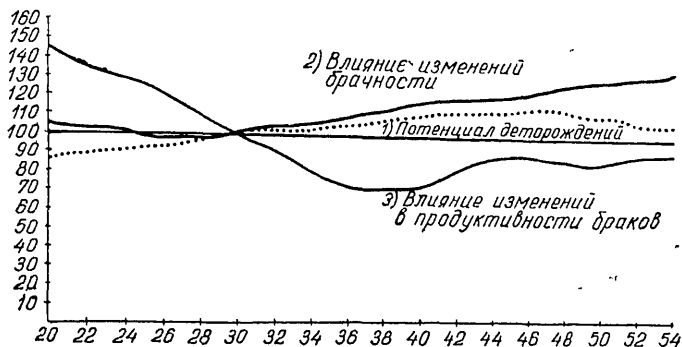


Рис. 10. Индексы влияния отдельных факторов на коэффициент рождаемости (1930=100).

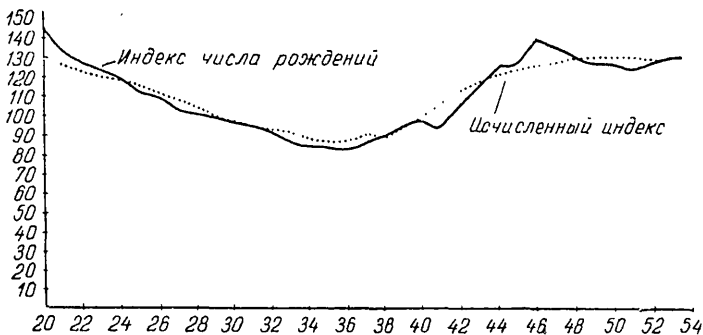


Рис. 11. Индекс числа рождений и общий рассчитанный индекс влияния трех факторов (1930=100).

В табл. 12 приведены показатели, отражающие изменение уровня брутто-коэффициента воспроизводства и фактического числа рождений по сравнению с 1930 г., принятым за базисный.

На рис. 12 дается сравнение тенденций индекса, характеризующего изменение уровня брутто-коэффициента воспроизводства, и индекса, характеризующего измене-

Таблица 12

**ИНДЕКСЫ БРУТТО-КОЭФФИЦИЕНТА ВОСПРОИЗВОДСТВА
И АБСОЛЮТНОГО ЧИСЛА РОЖДЕНИЙ В СОПОСТАВЛЕНИИ
С ИСЧИСЛЕННЫМИ ИНДЕКСАМИ**
(1930 г. = 100)

Год	Индекс брутто-коэф- фициента воспроизвод- ства	Индекс совокупного влияния брачности и продуктивно- сти браков (табл. 11, гр. 4)	Индекс абсолютного числа рождений	Общий исчисленный индекс (табл. 11, гр. 5)
1920	164,85	150,11	144,90	131,60
1921	150,82	144,77	135,04	129,55
1922	144,47	139,52	131,48	126,77
1923	139,85	134,34	129,02	123,90
1924	129,70	129,24	121,27	120,39
1925	119,28	124,19	113,00	117,38
1926	118,05	119,39	113,30	114,48
1927	108,08	114,48	104,87	110,45
1928	106,40	109,05	104,25	106,55
1929	102,19	103,99	101,10	102,57
1930	100,00	100,00	100,00	100,00
1931	95,02	96,95	96,12	97,83
1932	93,19	93,75	95,00	95,03
1933	85,24	90,48	88,02	92,96
1934	83,36	86,22	87,43	90,15
1935	81,35	85,51	86,36	90,58
1936	82,13	86,17	88,29	92,45
1937	84,09	86,77	91,56	94,29
1938	85,97	87,30	94,12	95,67
1939	87,15	87,76	97,40	97,77
1940	88,98	90,35	100,20	101,49
1941	83,82	95,11	95,67	108,14
1942	96,71	99,92	111,25	114,52
1943	103,47	104,75	119,72	120,54
1944	111,93	109,00	130,09	126,42
1945	111,29	111,79	129,20	129,65
1946	126,41	113,42	147,83	132,07
1947	120,47	114,24	141,34	133,54
1948	117,09	115,02	137,15	133,93
1949	115,12	115,81	131,78	132,20
1950	115,04	116,84	130,45	132,20
1951	112,80	118,18	126,60	131,21
1952	117,92	119,52	130,72	132,07
1953	120,66	120,56	131,65	131,35
1954	122,21	122,21	131,13	131,14

ние показателя, отражающего совокупное влияние двух факторов: брачности населения и числа детей, приходящихся на один брак (табл. 11, гр. 4).

На рис. 11 показано изменение фактического числа рождений и сводного показателя, отражающего влияние на уровень коэффициента рождаемости следующих факторов: а) численности женщин в производительном возрасте; б) изменения уровня брачности населения; в) изменения в числе рождений, приходящихся на один брак, по сравнению с 1930 г.

Самые большие отклонения, как и следовало ожидать, отмечаются для тех лет, когда коэффициент рождаемости достигает максимума (1920 г.) или минимума (около 1935 г.), а также для периодов, когда особые

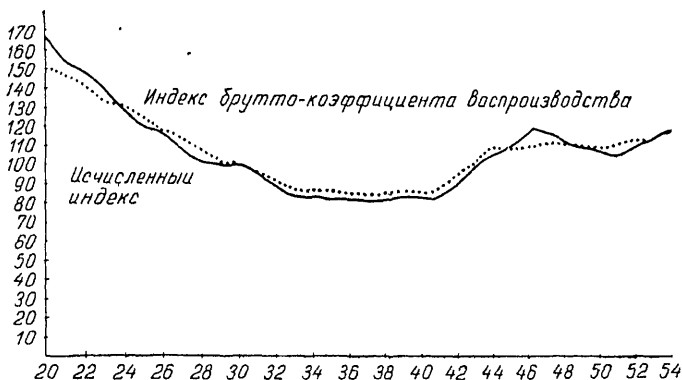


Рис. 12. Индекс брутто-коэффициента воспроизводства и исчисленный индекс (1930=100).

условия вызвали непредвиденные изменения в абсолютных числах рождений (как это было в 1941 г. и в первые послевоенные годы).

Соответствие двух показателей в целом служит указанием на то, что принятый метод расчета влияния трех составных компонентов на число рождений, изложенный в данной статье, надежен и полезен.

Перевела с английского А. Герасимова.

Казимеж Дзенье, Эльжбета Быковская

ИЗМЕНЕНИЯ УРОВНЯ ПЛОДОВИТОСТИ ЖЕНЩИН В ПОЛЬШЕ И 16 СТРАНАХ ЕВРОПЫ И СЕВЕРНОЙ АМЕРИКИ

Kazimierz Dzienio, Elżbieta Bykowska.
Zmiany w poziomie płodności kobiet w Polsce i w 16 wybranych krajach Europy i Ameryki północnej, «Przegląd statystyczny», r. XIV, N 4, 1967.

В 1955—1963 гг. наблюдались существенные изменения интенсивности деторождения в ряде стран Европы и Северной Америки. Авторы статьи приступили к проведению анализа изменений в интенсивности общего уровня плодovitости женщин и определению того, какие факторы и в какой степени имели влияние на этот процесс. Анализ был проведен при помощи стандартизации демографических коэффициентов.

Исходным материалом служили данные о числе рождений, распределенных по возрасту матери, за 1955—1963 гг. и данные о средней численности женщин в плодovitом возрасте в те же годы¹.

На основе этих материалов были получены общие и повозрастные коэффициенты плодovitости женщин.

Анализ влияния изменений возрастной структуры женщин в плодovitом возрасте, а также повозрастных коэффициентов плодovitости на общую плодovitость женщин был проведен для всех 16 стран по единой принятой схеме. Выбор стран определялся главным образом доступностью данных.

¹ Источником этих данных для некоторых стран Европы и Северной Америки был «Demographic Yearbook» за 1955—1963 гг. Для Польши повозрастные коэффициенты плодovitости взяты из «Статистического ежегодника» за 1966 г.

По принятой схеме анализа были проведены вычисления по следующим семи формулам¹:

$$W_n = \frac{\sum w_n \cdot l_n}{\sum l_n}, \quad (1)$$

$$W_0 = \frac{\sum w_0 \cdot l_0}{\sum l_0}, \quad (2)$$

$$I_w = \frac{\frac{\sum w_n \cdot l_n}{\sum l_n}}{\frac{\sum w_0 \cdot l_0}{\sum l_0}}, \quad (3)$$

$$I_{l_n}^S = \frac{\frac{\sum w_n \cdot l_n}{\sum l_n}}{\frac{\sum w_0 \cdot l_n}{\sum l_n}}, \quad (4)$$

$$I_{l_0}^S = \frac{\frac{\sum w_n \cdot l_0}{\sum l_0}}{\frac{\sum w_0 \cdot l_0}{\sum l_0}}, \quad (5)$$

$$I_{w_0}^S = \frac{\frac{\sum w_0 \cdot l_n}{\sum l_n}}{\frac{\sum w_0 \cdot l_0}{\sum l_0}}, \quad (6)$$

$$I_{w_n}^S = \frac{\frac{\sum w_n \cdot l_n}{\sum l_n}}{\frac{\sum w_n \cdot l_0}{\sum l_0}}, \quad (7)$$

где:

W_n — общий коэффициент плодovitости для конечного периода;

W_0 — общий коэффициент плодovitости для начального периода;

¹ Выбранные формулы были приняты на основе работы J. Holzer, „Podstawy analizy demograficznej“ str. 14—27, PWE., Warszawa, 1963.

w_n — частный коэффициент плодovitости для конечного периода;

w_0 — частный коэффициент плодovitости для начального периода;

l_n — средняя численность женщин в определенной возрастной группе для конечного периода;

l_0 — средняя численность женщин в определенной возрастной группе для начального периода;

$I_{l_n}^s$ — показатель, измеряющий влияние изменений в структуре частных коэффициентов плодovitости (w) на динамику общего коэффициента плодovitости при неизменном возрастном составе женщин плодovитого возраста (l_n);

$I_{l_0}^s$ — показатель, измеряющий влияние изменений в структуре частных коэффициентов плодovitости (w) на динамику общего коэффициента плодovitости при неизменном возрастном составе женщин плодovитого возраста (l_0);

$I_{w_0}^s$ — показатель, измеряющий влияние изменений в структуре численности женщин в плодovитом возрасте (l) на динамику общего коэффициента плодovitости при неизменном составе частных коэффициентов плодovitости (w_0);

$I_{w_n}^s$ — показатель, измеряющий влияние изменений в структуре численности женщин в плодovитом возрасте (l) на динамику общего коэффициента плодovitости при неизменном составе частных коэффициентов плодovitости (w_n).

Результаты, полученные на основе приведенных выше формул, представлены в табл. 1.

В исследуемый период, т. е. между 1955 и 1963 г., общий коэффициент плодovitости женщин значительно вырос: в Австрии — на 32,1% и достиг уровня 8,1 рождения на 100 женщин в плодovитом возрасте (т. е. уровня, каким характеризовалась Польша в 1963 г.), в Западной Германии — на 28,5%, в Германской Демократиче-

ской Республике — на 26,8%, в Англии — на 24,4%. Достаточно быстрый процесс снижения уровня наблюдается в ряде социалистических стран. В Польше в этот период общий коэффициент плодовитости женщин снизился на 26,9%, в Венгрии — на 35,7%, в Румынии — на 33,7%, в Чехословакии — на 19,9%, в Югославии — на 17,6% и в Болгарии — на 14,9%.

Уровень плодовитости женщин в Венгрии, Румынии и Болгарии, достигнутый в 1963 г., относится к одним из самых низких в Европе и, вероятно, в мире.

В США общий коэффициент плодовитости женщин снизился в этот период на 9,4%, в Канаде — на 9,9%, в Финляндии — на 12,1%. В Швеции, Дании и Голландии он снизился мало — в пределах 0,6—2,4%.

Во Франции общий коэффициент плодовитости в этот период не подвергался серьезным колебаниям.

В 1955 г. общий коэффициент плодовитости женщин был в Польше на относительно высоком уровне и среди сопоставляемых стран Европы и Северной Америки Польша находилась на втором месте после Канады. В 1963 г. ряд стран Европы и Северной Америки достиг более высокого уровня, чем Польша. В 1963 г. в этой группе 16 стран Польша переместилась со второго места на 5—7. Более подробно это явление иллюстрируется в табл. 1.

Сравнение общего коэффициента плодовитости женщин за два периода дает общее представление об изменениях в интенсивности общей плодовитости. На изменение общего коэффициента плодовитости в этих странах могло оказать влияние также изменение в возрастной структуре женщин плодородного возраста.

Перейдем теперь к анализу первого фактора, т. е. влияния изменений в частных коэффициентах плодовитости на общий уровень плодовитости женщин. Мы проводили анализ, опираясь на формулы 4 и 5.

Результаты анализа представлены в табл. 1 (графы 5 и 6). Результаты, данные в графах 5 и 6 табл. 1, показывают, на сколько изменился бы общий коэффициент плодовитости при исключении влияния различий в возрастной структуре женщин плодородного возраста и при принятии структуры плодородного возраста 1963 или 1955 гг.

Принятие в нашем анализе двух неизменных воз-

растных структур плодovитого контингента за 1955 и 1963 гг. позволило нам обозначить границы, в которых изменения в частных коэффициентах плодovитости оказывали влияние на динамику изменений в уровне плодovитости в исследуемых 16 странах. Результаты анализа позволяют утверждать, что перемены в частных коэффициентах плодovитости имели основное влияние на наблюдаемые разнородные тенденции изменений общего коэффициента плодovитости в анализируемых странах.

Данные, представленные в табл. 1 (в графах 7 и 8), иллюстрируют предполагаемую величину общего коэффициента плодovитости на 100 женщин в плодovитом возрасте после ликвидации влияния различий возрастной структуры.

Теперь перейдем к определению степени влияния изменений в возрастной структуре на общий уровень плодovитости.

Как при определении влияния изменений в частных коэффициентах плодovитости на общий уровень плодovитости мы принимали для вычисления неизменную возрастную структуру, так теперь для вычисления влияния изменений в структуре примем неизменные пятилетние коэффициенты плодovитости для периодов 1955 и 1963 гг.

Исключив влияние различий в частных коэффициентах плодovитости (стандарт 1955 и 1963 гг.), вычислим степень изменений общего коэффициента плодovитости. Результаты вычислений даны в графах 9 и 10 табл. 1. Результаты вычислений показывают, что изменения в возрастной структуре женщин имели относительно небольшое влияние на общий коэффициент плодovитости. Только в ФРГ увеличение общего коэффициента плодovитости было на одну треть вызвано изменениями в возрастной структуре женщин, в Болгарии, где имело место снижение общего коэффициента плодovитости примерно на 15%, оно почти на 50% было вызвано изменением в структуре плодovитого контингента женщин, такое же значение имело вышеназванное явление в Чехословакии и Канаде. То, что в Голландии не наблюдалось никаких изменений в уровне общего коэффициента плодovитости за 1955—1963 гг., явилось результатом равномерного действия двух противоположных тенденций, которые взаимно уравновесились, т. е. изменения в возрастной структуре плодovитого контингента воздейст-

вовали в той же степени в сторону снижения общего коэффициента плодovitости, в какой изменения частных коэффициентов плодovitости воздействовали в сторону увеличения общего коэффициента.

Анализ данных об изменениях в возрастной структуре, происшедший в 1955—1963 гг., показывает, что в большинстве исследуемых стран, кроме Румынии, Югославии и ФРГ, произошло увеличение доли возрастной группы 15—19 лет. Анализ этих изменений в структуре менее существен с точки зрения нынешнего уровня плодovitости, но более существен с точки зрения ближайших 5 или 10 лет, когда эта возрастная группа войдет в возраст наибольшей плодovitости. С этой точки зрения будущая тенденция формирования общего коэффициента плодovitости будет находиться под большим влиянием изменений в возрастной структуре плодovitого контингента.

О том, какой прогноз на ближайшие годы можно наметить для общего коэффициента плодovitости в исследуемых странах (с учетом частных коэффициентов плодovitости и возрастной структуры плодovitого контингента), мы постараемся рассказать ниже.

В Польше следует предполагать дальнейшее, но, пожалуй, более медленное снижение общего коэффициента плодovitости. Изменения в возрастной структуре плодovitого контингента могут амортизировать темп этого снижения.

В Австрии можно предвидеть дальнейшее быстрое увеличение общего коэффициента плодovitости, которое будет следствием как роста частных коэффициентов плодovitости, так и (в значительно большей степени, чем это было ранее) изменений в возрастной структуре. В ФРГ в ближайшем пятилетии следует предполагать дальнейшее увеличение коэффициента плодovitости в результате влияния обоих факторов, к тому же фактор изменений в возрастной структуре, вероятно, будет иметь меньший вес, чем до настоящего времени.

В Англии должна сохраниться нынешняя тенденция увеличения общего коэффициента плодovitости в связи с тем, что нынешнее отрицательное влияние возрастной структуры на общий коэффициент плодovitости перейдет в положительное.

Во Франции следует предполагать незначительное

увеличение общего коэффициента плодovitости, вытекающее из изменений в возрастной структуре женщин. Нынешнее отрицательное влияние этой структуры на общий коэффициент плодovitости, вероятно, превратится в положительное

В Венгрии, если даже частные коэффициенты плодovitости останутся на прежнем уровне, т. е. на уровне 1963 г., общий коэффициент плодovitости не будет расти из-за невыгодных изменений в возрастной структуре женщин плодovitого возраста. Венгерское правительство долгое время проводит активную популяционистскую политику, которая выражается, между прочим, в 5-месячном декретном отпуске. В 1967 г. декретом правительства установлены дополнительные экономические льготы для семей, имеющих детей. Работающая женщина, имеющая маленького ребенка, получает прибавку к заработной плате на содержание семьи, она ежемесячно получает 600 форинтов на протяжении двух лет в том случае, если на этот период она бросает работу. Сохраняется непрерывность трудового стажа и другие права.

В Румынии тенденция снижения общего коэффициента плодovitости может затормозиться при условии, что введенный в 1966 г. запрет прерывания беременности приведет к стабилизации или даже вызовет увеличение частных коэффициентов плодovitости; поэтому фактор структуры плодovitого контингента будет влиять определенно отрицательно на общий коэффициент плодovitости.

В Югославии следует также предвидеть дальнейшую тенденцию к снижению общего коэффициента плодovitости под влиянием снижения частных коэффициентов плодovitости и изменений в возрастной структуре плодovitого контингента.

В Болгарии следует предполагать ослабление тенденции снижения общего коэффициента плодovitости из-за вхождения в возраст наивысшей плодovitости многочисленной группы женщин.

В Финляндии следует предполагать торможение снижения общего коэффициента плодovitости. Фактором, амортизирующим незначительное снижение частных коэффициентов плодovitости, будет изменение в возрастной структуре женщин, ввиду все большего количества

женщин, входящих ежегодно в возраст наибольшей плодовитости.

В Канаде можно предвидеть незначительное увеличение общего коэффициента плодовитости из-за изменений в возрастной структуре.

Также и в США наблюдаемое незначительное снижение общего коэффициента плодовитости, вероятно, подвергнется торможению из-за существенных изменений в возрастной структуре.

В Швеции следует предвидеть незначительное увеличение общего коэффициента плодовитости, которое надо связывать с изменениями в возрастной структуре. Изменения эти будут касаться перемещения наиболее многочисленных контингентов женщин в группу возраста наивысшей плодовитости. Сходное явление мы будем наблюдать и в Дании.

В Голландии при уже существующем высоком уровне следует предвидеть тенденцию возрастания плодовитости. Фактором, имеющим решающее влияние на будущую тенденцию возрастания общего коэффициента плодовитости, будет изменение в возрастной структуре контингента, которое до настоящего времени оказывало отрицательное влияние, оно было решающим в 1955—1963 гг. и благодаря этому не наблюдалось возрастания общего коэффициента плодовитости. Частные коэффициенты плодовитости женщин в 1955—1963 гг. в 16 исследуемых странах Европы и Северной Америки содержатся в табл. 2.

А сейчас уделим некоторое внимание проблемам снижения плодовитости в Польше в период 1955—1963 гг. Как уже говорилось, в период 1955—1963 гг. наступило общее снижение плодовитости женщин в городе и в селе на 26,9%, а в следующие два года — в 1964 и 1965 гг. наступило дальнейшее снижение уровня плодовитости, и общий коэффициент плодовитости по отношению к 1955 г. стал равен 35,6%. Темп снижения плодовитости в городе был во много раз выше, чем в селе. В городах страны снижение уровня плодовитости в период 1955—1963 гг. произошло на 36,7%, а в следующие два года — в 1964—1965 гг. — произошло дальнейшее снижение и по отношению к 1955 г. общий коэффициент плодовитости стал 44,3%.

Несколько иной представляется проблема снижения

общего коэффициента плодovitости в селе в этот период. Среднее снижение общей плодovitости в сельских районах страны в 1955—1963 гг. достигло 16%, а в 1965 г. по отношению к 1955 г. — уже 25,7%. Это означает, что к 1963 г. снижение на селе было в два раза медленнее, чем в городе. Когда в городе в 1964—1965 гг. произошло дальнейшее снижение плодovitости примерно на 7%, или на 3,5% в среднем за год, то в селе в это время оно достигло 9,7%, или почти 5% ежегодно. О снижении уровня плодovitости в Польше в последние 12 лет могут свидетельствовать приведенные ниже данные о количестве рождений.

При анализе были приняты следующие положения:

1. Какая была бы численность рождений в Польше в 1955—1985 гг. при предположении, что уровень плодovitости за этот период такой же, как в 1955 г.

2. Какова была бы численность рождений до 1985 г. при принятии гипотезы дальнейшего снижения плодovitости до 1970 г. в таком темпе, в каком это имело место до сих пор, и стабилизации коэффициентов плодovitости в 1970—1985 гг. на уровне 1970 г.

При принятии этих двух предпосылок численность рождений складывалась бы следующим образом:

Численность рождений за годы (тыс. человек)							
	1956— 1985 гг.	1956— 1960 гг.	1961— 1965 гг.	1966— 1970 гг.	1971— 1975 гг.	1976— 1980 гг.	1981— 1985 гг.
При предположении							
1	27 500	3 955	3 922	4 165	4 733	5 263	5 462
2	19 152	3 710	2 924	2 770	2 990	3 344	3 414
Разница между предположениями 1 и 2	8 348	245	998	1 395	1 743	1 191	2 048

Из анализа таблицы вытекает, что если бы уровень плодovitости женщин не подвергался никаким колебаниям и вплоть до 1985 г. оставался бы на уровне 1955 г., то и тогда количество рождений было бы в 1970 г. выше предполагаемого на этот год более чем на 2,6 млн. рождений, а в 1985 г. было бы выше предполагаемого на этот год более чем на 8,3 млн. рождений. Такие показате-

тели рождений свидетельствуют о значительном снижении уровня плодovitости женщин в Польше. Этот достаточно остро вырисовывающийся процесс снижения плодovitости в Польше, который длится непрерывно более 10 лет, мы постараемся также иллюстрировать на примере исследуемых стран Европы и Северной Америки. Мы приняли в наших рассуждениях предположения, чтобы показать место Польши на фоне 16 исследуемых стран в 1955 и 1963 гг. Эти предположения касались вычисления гипотетических величин общего коэффициента плодovitости, а также гипотетического числа рождений, которое имело бы место при той численности женщин в плодovitом возрасте, которая наблюдалась в Польше в 1955 г., и частных коэффициентах плодovitости в отдельных исследуемых странах также в 1955 г. При этом предположении мы получили гипотетическое число рождений и гипотетический коэффициент плодovitости в 1955 г. (в графах 2 и 3 табл. 3), какие были бы, если женщины рожали бы в соответствии с уровнем плодovitости исследуемых 16 стран. Аналогичные вычисления мы провели для 1963 г. (см. графы 5 и 6 табл. 3).

Из анализа табл. 3 следует, что в 1955 г., по сравнению с Польшей, более высокий уровень плодovitости был в Канаде и США, близкий к польскому уровню — в Югославии, а в остальных странах был значительно ниже, чем в Польше. В 1963 г., кроме Канады и США, более высокий уровень был уже в Голландии, Англии, Австрии, ГДР, Югославии, Франции, а очень близкий — в Финляндии, Дании и ФРГ.

Подробная иллюстрация этого явления дана в табл. 3. Из анализа табл. 3 следует, что на основе уровня плодovitости, установившемся в Польше в 1963 г. (с продолжающейся в дальнейшем тенденцией снижения), на фоне 16 исследуемых стран Польша может быть зачислена в группу стран с низким уровнем плодovitости. В 1965 г. общий коэффициент плодovitости женщин достиг величины 7,1 рождения на 100 женщин в плодovitом возрасте, т. е. уровня Чехословакии в 1962 г.

Если бы процесс длился еще 3 года, то Польша подошла бы к венгерскому уровню плодovitости, т. е. одному из самых низких в Европе.

Резюмируя все наши рассуждения, мы сможем прийти к утверждению, что в большинстве стран Западной

Европы в 1963 г. произошло существенное увеличение общего коэффициента плодovitости по сравнению с 1955 г. Этот рост был обусловлен в этих странах возрастанием уровня плодovitости (частных коэффициентов). Изменения в возрастной структуре женщин только в незначительной степени способствовали увеличению общего коэффициента плодovitости в этот период.

В странах Северной Европы в 1955—1963 гг. мы наблюдали в принципе стабилизацию плодovitости. Незначительное снижение общего коэффициента плодovitости, которое мы видели в странах Северной Америки, следует трактовать как преходящее. В европейских социалистических странах, кроме ГДР, мы видим разнообразные тенденции снижения общего коэффициента плодovitости. Снижение общего уровня плодovitости было результатом стремительного снижения частных коэффициентов плодovitости в этих странах. Изменение возрастной структуры родоспособного контингента женщин вызывало снижение общего коэффициента плодovitости (кроме Болгарии и Чехословакии). В ГДР тенденции изменений в уровне плодovitости были близки к западноевропейским.

Следует отметить, что уровень плодovitости в Венгрии, Румынии, Болгарии и Чехословакии относится к самым низким в Европе. Прогнозы на ближайшие годы также неблагоприятны, и к тому же в группе этих государств уже в 1966—1967 гг. будет находиться также и Польша.

Установление названных выше фактов, конечно, не дает ответа на вопрос о том, какие демографические факторы влияли на такое большое увеличение плодovitости в странах Западной Европы, и такое сильное снижение плодovitости в большинстве социалистических европейских стран, а также, почему проявились такие сильные различия в определенных странах за 1955—1963 гг. Ответом на эти вопросы могут быть исследования, предпринятые не только демографами, но и представителями других родственных наук.

Перевел с польского В. В. Мирошников

Таблица 1

ВЛИЯНИЕ ИЗМЕНЕНИЙ В ЧАСТНЫХ КОЭФФИЦИЕНТАХ ПЛОДОВИТОСТИ, А ТАКЖЕ ИЗМЕНЕНИЙ В СТРУКТУРЕ ПЛОДОВОГО ВОЗРАСТА ЖЕНЩИН НА ОБЩИЙ УРОВЕНЬ ПЛОДОВИТОСТИ В 1955—1963 гг.

Страны	Общий коэффициент плодородности на 100 женщин		Изменение общего коэффициента плодородности за 1955—1963 гг. (в %)	Изменение при исключении влияния различий в возрастной структуре женщин		Общий коэффициент плодородности на 100 женщин достиг бы		При исключении изменения общего коэффициента плодородности влияние различий частных коэффициентах плодородности	
	1955 г.	1963 г.		при стандарте 1963 г.	при стандарте 1955 г.	в 1955 г. при стандарте 1963 г.	в 1963 г. при стандарте 1955 г.	при стандарте на 1955 г.	при стандарте на 1963 г.
(в %)		(в %)							
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Польша	11,0	8,1	—26,9	—25,8	—23,7	10,9	8,4	—1,5	—4,2
Австрия	6,1	8,1	+32,1	+26,1	+28,2	6,4	7,9	+4,7	+3,0
ФРГ	5,8	7,5 ⁴	+28,5	+17,2	+18,0	6,4	6,9	+9,6	+8,9
ГДР	6,4	8,1 ⁵	+26,8	+20,0	+21,6	6,7	7,7	+5,7	+4,3
Англия	6,3	7,8 ⁶	+24,4	+27,0	+26,5	6,1	7,9	+2,1	—1,6
Франция	8,0	8,0	—	+1,6	+2,6	7,8	8,2	—1,6	—2,6
Венгрия	8,3	5,3	—35,7	—35,3	—35,1	8,2	5,4	—0,6	—0,9
Румыния	9,3	6,2	—33,7	—33,9	—31,8	9,4	6,4	+0,3	—2,8
Чехословакия	8,4	6,7 ⁷	—19,9	—11,9	—11,4	7,6	7,4	—9,1	—9,6
Югославия	10,9 ¹	9,0 ⁸	—17,6	—19,9	—17,2	11,2	9,0	+2,8	—0,6
Болгария	7,5	6,4	—14,9	—8,6	—6,9	7,0	7,0	—6,9	—8,6
Финляндия	8,4	7,4	—12,1	—9,0	—9,6	8,1	7,6	—3,5	—2,8
Канада	11,5	10,3	—9,9	—4,5	—4,3	10,8	11,0	—5,6	—5,8
США	10,4 ²	9,4	—9,4	—8,6	—8,6	10,3	9,5	—1,0	—0,9
Швеция	6,2	6,0 ⁹	—2,4	—	—0,2	6,0	6,2	—2,4	—2,3
Дания	7,2 ³	7,0	—2,0	—0,2	—0,3	7,0	7,1	—1,8	—1,7
Голландия	8,9	8,9	—0,6	+5,2	+4,9	8,4	9,4	—5,5	—5,2

¹ Данные для Югославии за 1954 г. ² Для США за 1955 г. ³ Для Дании за 1954 г. ⁴ Для ФРГ за 1952 г. ⁵ Для ГДР за 1952 г.

⁶ Для Англии за 1962 г. ⁷ для Чехословакии за 1962 г. ⁸ Для Югославии за 1961 г. ⁹ Для Швеции за 1962 г.

Сноска табл. 1 действительна для табл. 2 и 3.

**КОЭФФИЦИЕНТЫ ПЛОДОВИТОСТИ НА 100 ЖЕНЩИН
В ПЛОДОВОМ ВОЗРАСТЕ**

Страны (а—1955 г., б—1963 г.)		Возрастная группа							
		15—49	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49
Польша	а	11,0	4,2	20,8	20,3	14,4	8,9	3,2	0,3
	б	8,1	3,4	19,4	15,3	9,1	4,8	1,8	0,1
Австрия	а	6,1	3,1	13,1	12,8	8,9	5,0	1,5	0,1
	б	8,1	5,5	16,4	16,5	10,6	5,3	1,7	0,8
ФРГ	а	5,8	1,7	11,1	13,2	9,5	5,5	1,5	0,1
	б	7,5	2,8	14,0	16,2	10,3	5,0	1,6	0,1
ГДР	а	6,3	10,3		12,8	7,8	3,3	1,0	0,0
	б	8,1	15,0		13,2	7,2	3,3	0,9	0,0
Англия	а	6,3	2,3	13,8	14,4	8,6	4,5	1,3	0,1
	б	7,8	3,9	18,0	18,3	10,5	4,9	1,4	0,1
Франция	а	8,0	2,1	15,3	16,8	10,7	6,9	1,8	0,2
	б	8,0	2,3	16,7	17,8	10,7	5,3	2,0	0,1
Венгрия	а	8,3	5,4	19,1	15,1	9,6	5,2	1,6	0,1
	б	5,3	4,3	14,4	10,1	4,8	2,1	0,6	0,0
Румыния	а	9,3	5,1	18,6	16,6	10,9	6,2	2,5	0,3
	б	16,2	6,1	14,4	10,3	5,3	2,8	1,1	0,1
Чехословакия	а	8,4	4,5	19,5	14,5	8,0	4,5	2,0	0,2
	б	6,7	4,5	19,8	13,1	16,1	2,6	0,8	0,0
Югославия	а	0,9	4,1	19,9	19,3	3,6	8,0	3,5	0,7
	б	9,0	5,2	17,9	15,5	9,1	4,9	2,5	0,1
Болгария	а	7,5	6,0	17,8	12,9	6,4	3,3	1,0	0,2
	б	16,4	6,8	18,2	11,4	15,0	1,8	0,5	0,1
Финляндия	а	18,4	2,8	16,0	16,5	11,7	7,7	3,3	0,3
	б	17,4	3,0	15,9	15,7	10,0	5,5	2,3	0,2
Канада	а	1,4	5,3	21,6	20,8	15,5	8,8	3,1	0,3
	б	0,3	5,1	22,2	20,8	13,8	7,4	2,5	0,2
США	а	0,4	9,3	24,8	19,3	11,5	5,9	1,6	0,1
	б	9,4	7,7	23,1	18,5	0,6	5,1	1,4	0,1
Швеция	а	6,2	3,8	13,3	13,2	8,5	4,5	1,4	0,1
	б	6,0	4,0	13,4	14,2	8,4	3,8	1,1	0,1
Дания	а	7,2	4,1	16,2	15,1	9,2	4,7	1,4	0,1
	б	7,0	4,3	17,1	15,7	18,7	3,8	1,1	0,1
Голландия	а	8,9	1,4	10,4	19,1	15,7	10,1	3,9	0,3
	б	8,9	1,9	13,7	21,4	5,2	8,2	2,9	0,2

Таблица 3

Страны	При принятии в вычислении фактического числа женщин в плодovитом возрасте в Польше в 1955 г., а также частных коэффициентов плодovитости в отдельных исследуемых странах вычислен гипотетический общий коэффициент плодovитости и число рождений для Польши в 1955 г.		Страны	При принятии в вычислении фактического числа женщин в плодovитом возрасте в Польше в 1955 г., а также частных коэффициентов плодovитости в отдельных исследуемых странах вычислен гипотетический общий коэффициент плодovитости и число рождений для Польши в 1963 г.	
	общий коэффициент плодovитости на 100 женщин в плодovитом возрасте	число рождений (тыс. человек)		общий коэффициент плодovитости на 100 женщин в плодovитом возрасте	число рождений (тыс. человек)
1	2	3	4	5	6
Польша (1955 г.)	11,0	792,9	Польша (1963 г.)	8,1	588,2
			Польша (данные на 1965 г.) .	7,1	546,0
Гипотетические величины			Гипотетические величины		
1. Канада	11,5	831,2	1. Канада	10,8	791,5
2. США	11,3	816,5	2. США	10,0	729,6
3. Югославия	10,6	760,2	3. Голландия	9,6	704,6
4. Румыния	9,3	668,3	4. Англия	8,6	627,7
5. Голландия	9,0	651,9	5. Австрия	8,5	624,0
6. Финляндия	8,8	636,9	6. ГДР	8,3	608,2
7. Венгрия	8,7	628,1	7. Югославия	8,3	604,3
8. Чехословакия	8,4	597,6	8. Франция	8,2	602,8
9. Франция	8,2	593,5	9. Финляндия	7,9	577,0
10. Дания	7,9	568,8	10. Дания	7,6	557,3
11. Болгария	7,5	639,8	11. ФРГ	7,5	551,6
12. ГДР	7,1	511,6	12. Чехословакия	6,7	509,2
13. Англия	7,0	502,4	13. Швеция	6,0	496,1
14. Швеция	6,9	499,0	14. Болгария	6,5	476,8
15. Австрия	6,8	492,8	15. Румыния	6,0	438,8
16. ФРГ	6,5	467,9	16. Венгрия	5,4	395,8

МЕТОД ПРОГНОЗА СЕМЕЙНОГО СОСТАВА НАСЕЛЕНИЯ ВЕЛИКОБРИТАНИИ

W. S. Hocking. A Method of Forecasting the Future Composition of the Population of Great Britain by Marital Status, «Population Studies», 1958, vol. XII, № 2.

Доля мужчин и женщин, вступающих в брак в определенном возрасте, складывается под воздействием целого ряда факторов; некоторые из них взаимосвязаны, а многие действуют в разное время с различной силой. На коэффициенты брачности каждого года, помимо прочих факторов, оказывают существенное влияние экономические условия, политическая обстановка, потребность в подходящих партнерах и возможность ее удовлетворить, соотношение числа мужчин и женщин брачного возраста, эмиграция и иммиграция.

В отношении некоторых из этих факторов нельзя предугадать направление их изменений, в то время как в отношении других практически неосуществима точная оценка степени их влияния. Некоторые колебания показателей компенсируются в ближайшее время, тогда как другие продолжают оказывать влияние на долю вступающих в брак в более поздних возрастах и в последующие годы. Так, сокращение смертности, которое наблюдается в последнее время в Великобритании, непосредственно проявилось в уменьшении числа тех супружеских пар, чей брак был прерван смертью одного из супругов, поэтому доля состоящих в браке в старших возрастах непрерывно увеличивается. Эти изменения в смертности вызвали также уменьшение числа вдов и вдовцов, могущих вступить в брак вторично, так что доля

одиноких (никогда не состоявших в браке), которые вступают в брак с овдовевшими, имеет тенденцию к падению. Еще одно следствие увеличения длительности жизни — неуклонное сокращение детской и юношеской смертности в последние годы — привело к тому, что число молодых людей, достигающих брачного возраста, в современных условиях примерно на 3% превышает число девушек, достигающих брачного возраста, тогда как 25 лет назад это соотношение было обратным. Влияние этих коренных изменений на брачность и на семейное состояние населения в старших возрастах в последующие годы нельзя оценить достаточно точно, в частности, потому, что невозможно предвидеть, в какой мере недостаток потенциальных невест в Великобритании будет уравновешен эмиграцией холостяков и иммиграцией незамужних женщин из Ирландии, Европы или стран Британского Содружества наций, браками мужчин-военных за границей и т. д., и в какой степени будет падать доля мужчин, вступающих в брак.

Поэтому окончательного или точного ответа на вопрос о том, каким окажется будущее население с точки зрения его семейного состояния, дать нельзя. В настоящей статье рассматривается попытка оценить, как повлияет на будущее население Великобритании сохранение определенных тенденций, которые могут быть достаточно точно измерены. При этом не принимаются во внимание никакие возможные компенсирующие факторы, которые могли бы повлиять на уровень брачности в будущем. Поэтому в результатах расчета распределение доживающих по семейному состоянию в будущем для тех лиц, которым сейчас 30 и более лет, может считаться достаточно вероятным, в то время как для лиц, не достигших сейчас этого возраста, точность этого распределения будет во все возрастающей степени испытывать влияние факторов, воздействующих на будущие показатели брачности.

При оценке перспективной суммы выплат по системе пенсий, основанных на взносах, а впоследствии — по национальной системе страхования (National insurance scheme) необходимо было сделать прикидку численности мужчин-пенсионеров, которые будут иметь жен, а также возраста их жен. Было необходимо также рассчитать число вдов-пенсионеров различного возраста и

подразделить женщин моложе 60 лет по семейному состоянию, так как замужние женщины не обязаны были делать взносы. На начальной стадии развития социального страхования в нашей стране полагали, что доли мужчин и женщин, вступающих в брак, являются постоянными и что период высокой брачности должен чередоваться с периодом низкой брачности. Это предположение возникло, по-видимому, на основании опыта 20-х годов, когда в течение первой мировой войны и сразу же после нее имели место высокие коэффициенты брачности. Поэтому при оценке стоимости выплат по системе пенсий, основанных на взносах и национальной системе страхования, доли одиноких, состоящих в браке и овдовевших, базирующиеся на данных последней переписи, были приняты постоянными.

Движение, возникшее в конце 30-х годов, за то, чтобы никогда не состоявшим в браке женщинам начинали выплачивать пенсии раньше, чем всем остальным женщинам, привело к детальному изучению доли одиноких и замужних женщин. Затем работы Королевской комиссии по населению, проведенные с учетом сдвигов, вызванных второй мировой войной, показали, что доли женщин различного семейного состояния испытывали постепенные изменения и что переносить на будущее доли состоящих и не состоящих в браке по данным последней переписи нельзя, так как это привело бы к серьезным ошибкам.

Сравнение долей замужних в пятилетних возрастных группах по данным переписей 1921 и 1931 гг. показывает некоторое уменьшение доли замужних в самых молодых возрастах (вызванное сменой вступивших в брак в 1914—1918 гг. и сразу после войны вступившими в брак позже, когда условия брачности нормализовались), но значительный рост этой доли во всех старших возрастных группах. Этот рост можно приписать влиянию понижения смертности, которое отразилось на уменьшении числа браков, прерванных смертью одного из супругов. Далее, изучение доли женщин, никогда не состоявших в браке, по возрастам на основе данных последовательных переписей, дополненных последними оценками Бюро Генерального Регистратора, показало, что резкое падение этой доли вызвано высокой брачностью незамужних, особенно после 1931 г. Следовательно, наиболее удовле-

творительные результаты для целей прогноза дал бы, вероятно, метод когорт.

Поэтому в качестве первого шага от таблиц переписей 1921, 1931 и 1951 гг., дополненных оценками, сделанными Бюро Генерального Регистратора для промежуточных лет, были рассчитаны доли состоящих в браке, овдовевших и разведенных мужчин и женщин по пятилетним возрастным группам. Затем они сравнивались с соответствующими долями, рассчитанными пять лет назад, в предыдущей возрастной группе. Несмотря на резкие изменения, вызванные двумя мировыми войнами, можно отметить значительную устойчивость в соотношениях этих долей от пятилетия к пятилетию. Соотношения для холостяков, незамужних женщин и состоящих в браке мужчин и женщин показаны в табл. 1 и 2, причем, если не считать колебаний, вызванных браками военного времени, эти соотношения весьма устойчивы.

Из табл. 1 видно, что в старших возрастах, особенно среди женщин, некоторые из соотношений для лиц, никогда не состоявших в браке, превышают единицу. Соотношения, приведенные в этой таблице, для большинства возрастных групп представляют собой приблизительное значение вероятности того, что холостяки и незамужние женщины не вступят в брак в течение пяти лет; ясно, что эта вероятность не может превысить единицы. Однако, поскольку эти соотношения получены из сравнения долей лиц, не состоящих в браке, по пятилетним интервалам, они содержат поправку на вероятность дожития для этих пяти лет, различающихся в зависимости от семейного состояния. Установлено, что смертность одиноких лиц старшего возраста ниже смертности других лиц того же возраста, особенно вдов и вдовцов.

Полагают, что средние соотношения, полученные на основе данных за четыре пятилетия между 1931 и 1951 гг., могут быть использованы для передвижки долей, зарегистрированных в переписи 1951 г., на последующие годы. Установлено, что для лиц, которым в 1951 г. было 40 или 45 лет, этот прием дает, по-видимому, обоснованные доли состоящих в браке по возрастным группам, на будущее, однако, при применении этого приема в отношении других групп населения он обнаруживает следующие недостатки:

а) высокие показатели брачности в военные годы

Таблица 1

СООТНОШЕНИЕ МЕЖДУ ДОЛЯМИ НИКОГДА НЕ СОСТОЯВШИХ
В БРАКЕ МУЖЧИН И ЖЕНЩИН В ОПРЕДЕЛЕННЫЕ ГОДЫ И
ДОЛЯМИ МУЖЧИН И ЖЕНЩИН, КОТОРЫЕ НЕ СОСТОЯЛИ В БРАКЕ
ПЯТЬЮ ГОДАМИ РАНЬШЕ (когда эти лица были на 5 лет моложе)

Возрастная группа (воз- раст к концу периода)	Период					
	1921—1926	1926—1931	1931—1936	1936—1941	1941—1946	1946—1951
М у ж ч и н ы						
20—24	нет данных		0,853	0,806	0,797	0,772
25—29	0,567	0,569	0,555	0,461	0,529	0,449
30—34	0,513	0,485	0,510	0,428	0,523	0,453
35—39	0,647	0,611	0,670	0,580	0,600	0,663
40—44	0,771	0,763	0,818	0,776	0,718	0,919
45—49	0,853	0,878	0,866	0,838	0,797	0,980
50—54	0,892	0,918	0,922	0,942	0,939	0,947
55—59	0,917	0,940	0,929	0,915	0,938	0,946
60—64	0,937	0,955	0,954	0,952	0,938	0,934
65—69	0,942	0,962	0,933	0,923	0,929	0,978
70—74	0,918	0,903	1,010	1,020	0,979	1,000
75—79	0,876	0,888	0,910	0,871	0,990	0,936
80—84	0,883	0,859	0,899	0,988	1,057	0,848
85—89	0,943	0,868	0,955	1,014	1,050	0,839
Ж е н щ и н ы						
20—24	нет данных		0,729	0,619	0,593	0,536
25—29	0,571	0,564	0,529	0,407	0,464	0,395
30—34	0,624	0,614	0,639	0,566	0,632	0,530
35—39	0,793	0,812	0,801	0,771	0,807	0,734
40—44	0,881	0,882	0,882	0,868	0,863	0,800
45—49	0,935	0,935	0,935	0,936	0,983	0,893
50—54	0,953	0,953	0,948	0,954	0,926	0,874
55—59	0,988	0,988	0,976	0,982	0,952	0,981
60—64	0,981	0,994	1,000	1,006	0,988	1,006
65—69	0,994	1,038	1,019	1,019	0,975	1,057
70—74	1,055	1,052	1,061	1,024	1,024	1,045
75—79	1,014	1,013	1,025	1,000	0,994	0,976
80—84	1,036	1,020	1,038	1,018	0,948	0,976
85—89	1,029	1,028	1,106	1,117	1,071	1,133

Примечание. Оценки групп населения по семейному состоянию на 1946 г. содержат накапливавшуюся в течение 15 лет ошибку в оценке, включая существенные изменения, вызванные войной и особыми условиями первых послевоенных лет. В силу этого отдельные соотношения для 1941—1946 и 1946—1951 гг. не являются достаточно надежными.

Таблица 2

СООТНОШЕНИЕ МЕЖДУ ДОЛЯМИ МУЖЧИН И ЖЕНЩИН,
СОСТОЯВШИХ В БРАКЕ В ОПРЕДЕЛЕННЫЕ ГОДЫ, И ДОЛЯМИ
СОСТОЯВШИХ В БРАКЕ ПЯТЬЮ ГОДАМИ РАНЬШЕ (когда эти лица
были на 5 лет моложе)

Возрастная группа (воз- раст к концу периода)	Период					
	1921—1926	1926—1931	1931—1936	1936—1941	1941—1946	1946—1951
Мужчины						
25—29	3,04	3,34	3,79	4,05	2,89	3,09
30—34	1,40	1,45	1,45	1,53	1,31	1,39
35—39	1,106	1,114	1,092	1,133	1,099	1,080
40—44	1,041	1,038	1,024	1,036	1,040	1,003
45—49	1,012	1,007	1,006	1,014	1,021	0,997
50—54	0,994	0,990	0,995	0,992	0,995	0,994
55—59	0,979	0,978	0,981	0,982	0,988	0,986
60—64	0,953	0,955	0,959	0,964	0,972	0,976
65—69	0,922	0,926	0,932	0,929	0,943	0,934
70—74	0,886	0,889	0,902	0,906	0,912	0,907
75—79	0,840	0,832	0,792	0,784	0,833	0,858
80—84	0,781	0,776	0,744	0,781	0,823	0,796
85—89	0,69	0,69	0,68	0,71	0,76	0,76
Женщины						
25—29	2,13	2,22	2,37	2,48	1,79	1,79
30—34	1,26	1,27	1,24	1,27	1,13	1,17
35—39	1,074	1,058	1,054	1,070	1,042	1,045
40—44	1,015	1,003	1,007	1,013	1,014	1,016
45—49	0,980	0,977	0,977	0,981	0,977	0,994
50—54	0,951	0,960	0,953	0,950	0,964	0,979
55—59	0,922	0,931	0,925	0,924	0,946	0,928
60—64	0,880	0,886	0,882	0,871	0,892	0,865
65—69	0,817	0,818	0,838	0,818	0,816	0,813
70—74	0,754	0,757	0,763	0,805	0,783	0,790
75—79	0,669	0,668	0,662	0,605	0,679	0,695
80—84	0,603	0,584	0,584	0,529	0,729	0,573
85—89	0,49	0,48	0,49	0,45	0,60	0,46

(которые были включены в эти соотношения), будучи наложены на высокие доли вступивших в брак в более молодых возрастах, в результате этих повышенных показателей брачности дали для поколений, которые в 1951 г. не достигли 30 лет, слишком высокие доли вступивших в брак к возрасту 45 лет, в некоторых случаях даже превышающие единицу;

б) быстрый рост доли овдовевших и разведенных (эти категории рассматриваются вместе) привел к тому, что доли этих лиц в старших возрастах сильно различаются вследствие того, что в младших возрастах, для которых применялись коэффициенты передвижки, они были очень невелики. Здесь так же, как и для старших возрастов, были получены доли, превышающие единицу, поскольку условия военных и первых послевоенных лет явились причиной высоких показателей овдовения и разводов в младших возрастах;

в) трудно согласиться и с долями не состоявших в браке для некоторых поколений, причем не легко согласовать и показатели для двух полов;

г) прогнозируемые доли для всех возрастных групп в большинстве случаев не дают в сумме единицу.

Для того чтобы исключить возникшую таким образом несогласованность, была сделана попытка прежде всего фиксировать доли лиц в возрасте 40—45 лет, (а) никогда не состоявших в браке (Н), (б) вдовых и разведенных (ВР), исходя из общих соображений, а затем вести расчет вперед и назад от этой возрастной группы. Однако этот метод был расценен как слишком произвольный, и было решено использовать «обратный» метод, посредством которого каждый из факторов, ведущих к изменениям в доле лиц различного семейного состояния, изучался отдельно. Были использованы пятилетние возрастные группы и доли прогнозированы для пятилетних периодов начиная с 1951 г. Исходными были доли состоящих в браке и т. д. в Великобритании по переписи 1951 г. (Б), а для получения приемлемых коэффициентов для прогноза были использованы данные 1950—1952 гг. о первых и повторных браках, овдовении и разводах.

Расчет представлен в табл. 3 и 4. Ниже объясняется, как были получены данные для этих таблиц.

Колонка 3. Данные получены на основе разработки материалов переписи 1951 г. (или на основании прогноза для предыдущего пятилетия).

Колонки 4 и 8. Погодовые коэффициенты брачности для первых и повторных браков по пятилетним возрастным группам были получены из данных за 1950—1952 гг. и объединены, чтобы получить коэффициенты для пятилетнего периода. Пятилетние коэффициенты, полученные таким способом, были применены к долям одиноких или вдовых в 1951 г. (кол. 3), чтобы получить пропорциональные изменения в семейном состоянии в течение пятилетия, представленного в этих колонках.

Колонка 5. Это относительно небольшая поправка, за исключением старших возрастов, где смертность велика. Поправка требуется для того, чтобы учесть селективное влияние браков и овдовений.

Коэффициенты смертности овдовевших гораздо выше, чем коэффициенты смертности всех мужчин и женщин, а смертность состоящих в браке значительно ниже, в то время как смертность одиноких лиц выше в возрастах до 75 лет — для мужчин и до 60 лет — для женщин, но с этого возраста — ниже. Поправка была получена путем сравнения уменьшения смертности за пятилетие на основе данных 1950—1952 гг. с помощью общих коэффициентов смертности мужчин и женщин и коэффициентов смертности для различного семейного состояния.

Колонка 6. Показатели овдовения получены на основе показателей смертности состоящих в браке мужчин и женщин за 1950—1952 гг. по пятилетним возрастным группам. Эти показатели накладывались на таблицу распределения супружеских пар по возрасту мужа и жены и объединялись, чтобы получить вероятности овдовения в течение пяти лет, применимые для состоящих в браке мужчин и женщин в последовательных возрастных группах, с учетом разницы в возрасте мужа и жены. Эти вероятности были затем применены к долям состоящих в браке в 1951 г. (кол. 3), чтобы получить поправку, показанную в кол. 6.

Колонка 7. На основании статистических данных о разводах в 1950—1952 гг. по возрастам, полученных из материалов ежегодных отчетов Генерального Регистратора для Англии и Уэльса, были исчислены средние коэффициенты по пятилетним возрастным группам и применены к долям состоящих в браке (кол. 3).

Колонка 9. Эта колонка показывает влияние изменений, показанных в кол. 4 и 8, на данные кол. 3; доли относятся, разумеется, к возрастным группам пятью годами старше, чем возрастные группы в кол. 3.

Колонки 10—14. Для проверки допустимости оценок доли лиц различного семейного состояния в 1956 г. доли вступающих в брак впервые и повторно (кол. 4 и 8) были умножены на численность населения в 1951 г. (кол. 10), а полученные доли состоящих в браке в 1956 г. (кол. 9) умножены на численность населения в 1956 г. (кол. 13).

Видно, что если условия, существовавшие в Великобритании в 1950—1952 гг., в точности сохранятся и в течение 1951—1956 гг. и не будет механического прироста населения, то полученное общее число браков мужчин

ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ ДОЛЕЙ ЛИЦ, СОСТОЯЩИХ В БРАКЕ И Т. Д. с 1951 по 1956 г. (МУЖЧИНЫ)

Возраст в последний день рождения в 1951 г.	Семейное состояние	Доли в 1951 г.	Вновь заключенные браки холостых	Поправка на разницы в смертности	Овловение	Разводы	Повторные браки	Оценка долей в 1956 г. (пятью годами старше)	Общая численность населения в 1951 г. (тыс.)	Браки в 1951—1956 гг.		Численность населения в 1956 г. (тыс.)	Число состоящих в браке (тыс.) (13) × (9)
										вновь заключенные браки (тыс.) (10) × (4)	повторные браки (тыс.) (10) × (8)		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
10—14	Б		+0,006					0,006	1 639	10	—	1 632	10
15—19	Н	0,994	—0,276					0,718					
	Б	0,006	+0,276					0,282	1 568	433	—	1 557	439
	ВР	0,000						0,000					
20—24	Н	0,765	—0,409					0,356					
	Б	0,234	+0,409		—0,002	—0,008	+0,005	0,638	1 746	714	9	1 734	1 106
	ВР	0,001			+0,002	+0,008	—0,005	0,006					
25—29	Н	0,355	—0,188					0,167					
	Б	0,640	+0,188		—0,004	—0,018	+0,014	0,820	1 835	349	26	1 842	1 510
	ВР	0,005			+0,004	+0,018	—0,014	0,013					
30—34	Н	0,192	—0,073					0,119					
	Б	0,797	+0,073		—0,006	—0,019	+0,020	0,865	1 712	125	34	1 695	1 466
	ВР	0,011			+0,006	+0,019	—0,020	0,016					
35—39	Н	0,136	—0,032					0,104					
	Б	0,850	+0,032		—0,007	—0,016	+0,019	0,878	1 836	59	35	1 812	1 591
	ВР	0,014			+0,007	+0,016	—0,019	0,018					
40—44	Н	0,113	—0,016					0,097					
	Б	0,867	+0,016		—0,011	—0,012	+0,019	0,879	1 875	30	36	1 832	1 610
	ВР	0,020			+0,011	+0,012	—0,019	0,024					

45—49	Н	0,100	—0,009	—0,001				0,090					
	Б	0,875	+0,009	+0,002	—0,019	—0,009	+0,018	0,876	1 718	15	31	1 649	1 445
	ВР	0,025		—0,001	+0,019	+0,009	—0,018	0,034					
50—54	Н	0,089	—0,005	—0,002				0,082					
	Б	0,874	+0,005	+0,004	—0,030	—0,005	+0,018	0,856	1 465	7	26	1 365	1 182
	ВР	0,037		—0,002	+0,030	+0,005	—0,018	0,052					
55—59	Н	0,087	—0,003	—0,002				0,082					
	Б	0,856	+0,003	+0,005	—0,045	—0,003	+0,018	0,834	1 209	4	22	1 076	897
	ВР	0,057		—0,003	+0,045	+0,003	—0,018	0,084					
60—64	Н	0,085	—0,002	—0,003				0,080					
	Б	0,824	+0,002	+0,009	—0,067	—0,002	+0,016	0,782	1 046	2	17	872	682
	ВР	0,091		—0,006	+0,067	+0,002	—0,016	0,138					
65—69	Н	0,089	—0,001	—0,002				0,086					
	Б	0,755	+0,001	+0,015	—0,097	—0,001	+0,015	0,688	867	1	13	658	453
	ВР	0,156		—0,013	+0,097	+0,001	—0,015	0,226					
70—74	Н	0,092	—0,001	—0,001				0,090					
	Б	0,673	+0,001	+0,025	—0,134	—0,001	+0,011	0,575	648	1	7	421	242
	ВР	0,235		—0,024	+0,134	+0,001	—0,011	0,335					
75—79	Н	0,088		+0,001				0,089					
	Б	0,564		+0,036	—0,154		+0,004	0,450	417	—	2	213	96
	ВР	0,348		—0,037	+0,154		—0,004	0,461					
80—84	Н	0,084		+0,009				0,093					
	Б	0,428		+0,054	—0,164			0,318	177	—	—	61	19
	ВР	0,488		—0,063	+0,164			0,589					
85—89	Н	0,083		+0,025				0,108					
	Б	0,315		+0,080	—0,142			0,253	56	—	—	11	3
	ВР	0,602		—0,105	+0,142			0,639					
									1 750	258		12 751	
Все воз- расты									2 008				

ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ ДОЛЕЙ ЛИЦ, СОСТОЯЩИХ В БРАКЕ и т. д. с 1951 по 1956 г. (ЖЕНЩИНЫ)

Возраст в последний день рождения в 1951 г.	Семейное состояние	Доли в 1951 г.	Новые заключенные браки девиц	Поправка на различия в смертности	Овдовение	Разводы	Повторные браки	Оценка долей в 1956 г. (пятью годами старше)	Общая численность населения в 1951 г. (тыс.)	Браки в 1951—1956 гг.		Численность населения в 1956 г. (тыс.)	Число состоящих в браке (тыс.) (13) × (9)
										новые заключенные браки (тыс.) (10) × (4)	повторные браки (тыс.) (10) × (8)		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
10—14	Б		+0,043					0,043	1 590	68	—	1 587	68
15—19	Н	0,957	—0,463					0,494					
	Б	0,043	+0,463		—0,001	—0,004	+0,001	0,502	1 565	725	2	1 559	783
	ВР	0,000			+0,001	+0,004	—0,001	0,004					
20—24	Н	0,527	—0,336					0,191					
	Б	0,470	+0,336		—0,004	—0,013	+0,010	0,799	1 698	571	17	1 690	1 350
	ВР	0,003			+0,004	+0,013	—0,010	0,010					
25—29	Н	0,225	—0,104					0,121					
	Б	0,764	+0,104		—0,007	—0,021	+0,020	0,860	1 832	191	37	1 821	1 566
	ВР	0,011			+0,007	+0,021	—0,020	0,019					
30—34	Н	0,149	—0,037					0,112					
	Б	0,824	+0,037		—0,010	—0,018	+0,024	0,857	1 750	65	42	1 736	1 488
	ВР	0,027			+0,010	+0,018	—0,024	0,031					
35—39	Н	0,135	—0,018					0,117					
	Б	0,829	+0,018		—0,017	—0,013	+0,020	0,837	1 889	34	38	1 868	1 564
	ВР	0,036			+0,017	+0,013	—0,020	0,046					
40—44	Н	0,144	—0,011					0,133					
	Б	0,807	+0,011		—0,027	—0,010	+0,015	0,796	1 903	21	29	1 873	1 491
	ВР	0,049			+0,027	+0,010	—0,015	0,071					

45—49	Н	0,158	—0,008	—0,001				0,149					
	Б	0,773	+0,008	+0,002	—0,044	—0,006	+0,013	0,746	1 798	14	23	1 753	1 308
	BP	0,069		—0,001	+0,044	+0,006	—0,013	0,105					
50—54	Н	0,153	—0,005	—0,001				0,147					
	Б	0,739	+0,005	+0,001	—0,068	—0,004	+0,010	0,683	1 678	8	17	1 613	1 102
	BP	0,108			+0,068	+0,004	—0,010	0,170					
55—59	Н	0,159	—0,003					0,156					
	Б	0,662	+0,003	+0,001	—0,090	—0,001	+0,008	0,583	1 480	4	12	1 390	810
	BP	0,179		—0,001	+0,090	+0,001	—0,008	0,261					
60—64	Н	0,159	—0,002					0,157					
	Б	0,566	+0,002	+0,003	—0,108	—0,001	+0,007	0,469	1 328	3	9	1 199	562
	BP	0,275		—0,003	+0,108	+0,001	—0,007	0,374					
65—69	Н	0,168	—0,001	+0,003				0,170					
	Б	0,465	+0,001	+0,003	—0,122		+0,004	0,351	1 153	1	5	957	339
	BP	0,367		—0,006	+0,122		—0,004	0,479					
70—74	Н	0,164		+0,004				0,168					
	Б	0,364		+0,008	—0,127		+0,003	0,248	930	—	3	684	170
	BP	0,472		—0,012	+0,127		—0,003	0,584					
75—79	Н	0,165		+0,003				0,168					
	Б	0,255		+0,014	—0,117			0,152	595	—	—	352	54
	BP	0,580		—0,017	+0,117			0,680					
80—85	Н	0,163		+0,002				0,165					
	Б	0,149		+0,022	—0,089			0,082	305	—	—	128	10
	BP	0,688		—0,024	+0,089			0,753					
85—89	Н	0,187		+0,002				0,189					
	Б	0,070		+0,028	—0,048			0,050	112	—	—	33	2
	BP	0,743		—0,030	+0,048			0,761					
Все возрасты										1 705	234		12 667
										1 939			

(включая повторные) в течение 5 лет между 1951—1956 гг. будет превышать число браков женщин на 69 000 (или почти на 3,5%), в то время как расчетное число женатых мужчин в 1956 г. будет превышать расчетное число замужних женщин на 84 000 (или на $\frac{2}{3}\%$).

После многих исследований и экспериментов был сделан вывод о том, что увеличение соотношения между молодыми мужчинами, достигающими брачных возрастов, и молодыми девушками, достигающими этих возрастов¹, должно было, вероятно, сократить коэффициенты брачности мужчин, а не увеличить эти коэффициенты для женщин. Эта точка зрения была поддержана тем, что коэффициенты брачности женщин 1950—1952 гг., примененные к стационарному населению, оставляют только 5% никогда не вступающих в брак; полагают, что это несократимый минимум: приблизительно 2—3% женщин не могут вступить в брак вследствие физической или умственной неполноценности, а еще 2—3% посвятили себя работе, разочаровались в любви и т. п. и решили не вступать в брак по личным мотивам. Дополнения к долям состоящих в браке, представленные в кол. 4 и 8 табл. 3, были поэтому уменьшены до 3,5%. Эти поправки были несколько искусственными: предполагается, что с увеличением возможности выбора женщины будут выбирать более подходящих партнеров; вероятно, например, что повторные браки уменьшатся в большей степени, чем первые браки, а браки в старших возрастах — более, чем в младших. Однако любые поправки в этом направлении были бы произвольными, и мы полагали, что наиболее предпочтительным является постоянный процент падения на уровне приблизительно 3,5%.

Таким путем общие числа браков (включая повторные) для мужчин и женщин в течение пятилетия были уравнены, но число состоящих в браке мужчин в конце пятилетия все еще превышало на 19 000 число состоящих в браке женщин. Полагали, что поправка на овдовение в течение пятилетия (единственная имеющая какое-либо значение поправка, для которой коэффициент был получен косвенным способом) могла быть занижена, и коэф-

¹ В 1911 г. отношение числа мужчин в возрасте 20—24 лет (возраст в последний день рождения) к числу женщин той же возрастной группы было 0,941, в 1931 г. это соотношение выросло до 0,984, в 1951 г. — до 1,028, а к 1981 г. ожидается его рост до 1,051.

коэффициенты овдовения для мужчин были поэтому повышены примерно на 3,5%. Это имело своим результатом уменьшение превышения числа состоящих в браке мужчин в 1956 г. над числом состоящих в браке женщин на 9000; так как число женатых мужчин в 1951 г. было больше числа замужних женщин на 11 000 (после поправки на число лиц, находившихся в вооруженных силах, в торговом флоте и за границей на дату переписи), то полагали, что такая степень соответствия достаточно удовлетворительна.

В действительности, конечно, коэффициенты брачности для первых и повторных браков, овдовения и разводов не оставались постоянными (на уровне 1950—1952 гг.), и, кроме того, в течение пяти лет имела место значительная миграция. Нижеследующее сравнение фактических долей состоящих в браке в Великобритании в 1956 г. (основанных на оценках Бюро Генерального Регистратора) с окончательно исправленным прогнозом показывает, что, за исключением возраста 25—30 лет — для мужчин и до 25 лет — для женщин, где рост брачности продолжался, они достаточно близки друг к другу.

ДОЛЯ СОСТОЯВШИХ В БРАКЕ в 1956 г.

Возраст в последний день рождения	Мужчины		Женщины	
	прогноз	фактически	прогноз	фактически
15—19	0,006	0,006	0,043	0,053
20—24	0,273	0,267	0,502	0,530
25—29	0,624	0,651	0,799	0,798
30—34	0,814	0,818	0,860	0,858
35—39	0,862	0,853	0,857	0,853
40—44	0,876	0,870	0,837	0,839
45—49	0,877	0,883	0,796	0,798
50—54	0,875	0,870	0,746	0,751
55—59	0,865	0,865	0,683	0,680
60—64	0,832	0,845	0,583	0,593
65—69	0,779	0,783	0,469	0,469
70—74	0,684	0,704	0,351	0,360
75 и выше	0,506	0,511	0,197	0,193

Методы, подобные применявшимся для 1951—1956 гг., были использованы и для последующих пятилетий с учетом влияния неуклонного снижения смертности в буду-

щем на овдовение и на поправки, связанные с различиями в смертности. Поправки, сделанные к первым и повторным бракам и овдовению мужчин, для согласования с числом первых и повторных браков женщин, чтобы получить приблизительно равное число состоящих в браке мужчин и женщин, были следующими:

ПОПРАВКИ К «МУЖСКИМ» ПОКАЗАТЕЛЯМ, ЧТОБЫ УРАВНЯТЬ ИХ С «ЖЕНСКИМИ»

Пятилетие	Браки и повторные браки		Овдовение	
	%	число (тыс.)	%	число (тыс.)
1951—1956	—3,50	—70	+3,5	+20
1956—1961	—5,33	—100	+9	+45
1961—1966	—5,75	—110	+6	+30
1966—1971	—4,33	—90	+5	+25
1971—1976	—8	—170	—1,25	—7
1976—1981	—12	—250	—8,75	—50

Увеличение поправок к первым и повторным бракам вызвано, конечно, изменениями в соотношении полов среди достигающих брачного возраста (см. сноску на стр. 106). Поправки должны быть сделаны по отношению к числу первых и повторных браков в течение пятилетия, составляющих от 1,75 до 2 млн., или же, предпочтительнее, по отношению к числу состоящих в браке мужчин и женщин — от 12,5 до 14 млн. для каждого пола. Падение процентной поправки в 1-й колонке предыдущей таблицы от 5,75% для 1961—1966 гг. и до 4,33 для 1966—1971 гг. можно, по-видимому, приписать тому обстоятельству, что во втором пятилетии брачного возраста достигнут женщины, родившиеся в период послевоенного повышения рождаемости, в то время как соответствующая совокупность мужчин будет вступать в брак в среднем несколько позже. Относительно большие поправки для 1976—1981 гг., вероятно, также вызваны, главным образом, меньшим числом рождений, принятым для 1952—1957 гг. (эти рождения обеспечат основную часть невест в 1976—1981 гг.), по сравнению с рождениями 1947—1952 гг. (источником большинства женихов) в этот период.

Желательно пользоваться указанным выше методом для установления условий вступления в брак в стадио-

нарном населении, которое возникло бы при неограниченном сохранении предсказанных коэффициентов смертности, что уже применялось в 1954 г. в пятилетнем обзоре о системе пенсионного обеспечения. Общий метод был тот же, что и при разработке табл. 3 и 4, за исключением того, что процесс был непрерывным. Доли состоящих в браке, овдовевших и разведенных на конец пятилетия, явившиеся результатом изменений в семейном состоянии за 5 лет, использованы в качестве исходных для следующих (старших) возрастных групп. Следовательно, постепенное относительное изменение доли состоящих в браке (для того чтобы прийти к равновесию между полами) оказывает кумулирующее влияние на коэффициенты брачности в старших возрастах, а также побочное влияние на частоту овдовений, повторных браков и т. д.

Сначала нужно было установить надлежащие коэффициенты брачности для обоих полов. Было установлено, что коэффициенты брачности приводят к доле никогда не вступающих в брак женщин от 5 до 7% и мужчин от 3 до 6%.

Низкая доля не вступающих в брак мужчин объясняется тем обстоятельством, что растущее соотношение мужчин и женщин опустошало «резервуар» избытка женщин, накопившегося, когда число женщин превышало число мужчин. Поэтому полагали, что за стандарт можно принять коэффициенты брачности женщин 1950—1952 гг., дающие 5% женщин, не вступающих в брак, и коэффициенты для мужчин привести в соответствие с ними. Если 5% женщин навсегда остаются незамужними, то, делая поправку на 6%-ное превышение доли мальчиков среди родившихся, а также принимая во внимание распределение браков по предыдущему семейному состоянию в 1950—1952 гг., мы получим число мужчин, никогда не вступающих в брак, равное 11% (см. табл. 5 и 6). Эти доли никогда не вступающих в брак — 5% женщин и 11% мужчин — являются противоположностью соотношению, полученному при переписи 1951 г., составившему 16% для женщин и 8,5% для мужчин. Это является отражением влияния изменения в соотношении полов, о чем было сказано выше.

Для того чтобы получить долю никогда не вступающих в брак мужчин (около 11%), было установлено, что

Предельная доля мужчин, никогда не вступавших в брак, при условии, что 5% женщин никогда не вступает в брак (на основе распределения браков для 1950—1952 гг.)

Предполагаемое число женщин, достигающих брачного возраста	1000
из них:	
женщин, никогда не вступавших в брак (скажем, 5%)	50
женщин, вступавших когда-либо в брак . . .	950
Число девушек, вступивших в брак с холостяками, по данным 1950—1952 гг., табл. 6; $\left(\frac{968}{1055}\right)$. . .	872
Остаток (женщины, вышедшие замуж за вдовцов и разведенных)	78
Предполагаемое число мужчин, достигающих брачного возраста (1060 родившихся мужского пола, уменьшенные на 10 из-за большей смертности мальчиков)	1050
из них число женившихся на ранее не состоявших в браке (см. выше)	872
По данным 1950—1952 гг. (табл. 6) относительное число женившихся на вдовах и разведенных $\left(872 \times \frac{27+42}{968}\right)$	62
Общее число мужчин, вступавших в брак	934
Число мужчин, никогда не вступавших в брак .	116,
	или
	11%

Примечание. Этот расчет дает только общий подход к соответствующим окончательным показателям, так как данные 1950—1952 гг. включали известное число повторных браков вдов, потерявших мужей во время войны, и послевоенные разводы, причем во второй брак могло вступить соответственно больше вдов и вдовцов, чем можно было ожидать в связи со снижением смертности; кроме того, не учтено ни влияние повышенной смертности мужчин, достигших минимального возраста вступления в брак, ни то, что соотношение между холостяками и незамужними, достигающими брачного возраста, в 1950—1952 гг. было гораздо меньше 1,05.

доли вступающих в брак в течение пятилетия, основанные на коэффициентах брачности 1950—1952 гг., должны быть уменьшены немного более чем на 7%. Сочетая эти коэффициенты с показателями овдовения, разводов и т. д. (полученными так же, как коэффициенты для табл. 3 и 4, но с использованием там, где это было необходимо, данных прогноза смертности), мы получили фактически равные числа первых и повторных браков для обоих полов, однако число женатых мужчин было на 175 000

РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ПЕРВЫХ И ПОВТОРНЫХ БРАКОВ в 1950—1952 гг.

(в тыс.)

Семейное состояние жены перед вступлением в брак	Семейное состояние мужа перед вступле- нием в брак			
	холост	вдов	разведен	итого
В браке не состояла	968	38	49	1055
Вдова	27	30	9	66
Разведена	42	10	18	70
Итого	1037	78	76	1191

меньше числа замужних женщин. После ряда опытных расчетов это расхождение было устранено путем увеличения на 1,33% доли женатых мужчин старше 25 лет способом, описываемым в следующем разделе. Это увеличило число вновь заключаемых браков мужчин на 15 000, но вместе с тем на 11 000 уменьшило число повторных браков и привело к точному совпадению как общего числа первых и повторных браков у обоих полов, так и числа женатых мужчин с числом замужних женщин. Число овдовевших того или другого пола также находится в пределах 3—5% числа умерших из состоявших в браке лиц противоположного пола, в то время как число разводов различается для обоих полов только на 6000, что видно из следующих данных (см. табл. на стр. 112).

Поправка к коэффициентам брачности мужчин отчасти произвольна, однако она основана на следующих предположениях:

1) в 1950—1952 гг. единственными, кто испытал влияние изменившегося соотношения полов, были мужчины в младших возрастных группах (скажем, до 25 лет): старшие возраста находились под остаточным влиянием военных и довоенных условий;

2) мужчины, вступающие в брак в более молодых возрастах (например, 22 года), могут рассчитывать прожить в браке в среднем около 40 лет, и, таким образом, состоящие в браке мужчины, вступающие в брак в этом возрасте, учитываются в стационарном населении около 40 раз; с другой стороны, вступающие в брак в возрасте 50 лет будут учитываться как состоящие в браке только около 20 раз.

**«ПРЕДЕЛЬНЫЕ» ИЗМЕНЕНИЯ СРЕДИ СОСТОЯЩИХ В БРАКЕ
В ТЕЧЕНИЕ ПЯТИЛЕТИЯ**

(тыс.)

	Женщины	Мужчины	
		коэффициенты брачности 1950—1952 гг., сокращенные на 7,16%	после поправки
Число состоящих в браке на начало пятилетия . .	13 064	12 889	13 064
Новые браки	<u>1 500</u>	<u>1 464</u>	<u>1 479</u>
Повторные браки	170	202	191
	<u>1 670</u>	<u>1 666</u>	<u>1 670</u>
Число овдовевших	996	490	493
Число умерших из состо- явших в браке	519	1 030	1 028
Число разводов	<u>155</u>	<u>146</u>	<u>149</u>
Число состоявших в браке к концу пятилетия . . .	1 670 13 064	1 666 12 889	1 670 13 064

Следовательно, для того, чтобы увеличить число состоящих в браке мужчин в стационарном населении, не увеличивая при этом числа браков, возрастное распределение лиц, вступающих в брак, надо сделать более молодым. Перераспределение лиц, вступающих в брак, в действительности незначительно, что видно из следующего сравнения (см. табл. на стр. 113).

На стр. 110 говорилось, что для уравнивания предельных чисел браков мужчин и женщин результаты, полученные на основе коэффициентов 1950—1952 гг., должны быть уменьшены немногим более чем на 7%. Кроме того, браки перераспределялись, как объяснялось выше. Фактические коэффициенты брачности для возрастных групп в различные периоды приведены на стр. 113.

Можно отметить, что в «предельном» расчете коэффициенты овдовения не были изменены, но был изменен уровень брачности. В этом отношении вышеуказанный метод отличается от метода, принятого для периода до 1981 г., где брачность не менялась, но была сделана поправка к коэффициентам овдовения. Главной причиной этого различия в методике было то, что «предельные» расчеты в отличие от прогноза на 1981 г. были «ку-

**«ПРЕДЕЛЬНОЕ» РАСПРЕДЕЛЕНИЕ БРАКОВ ПО ВОЗРАСТАМ,
МУЖЧИНЫ**

(тыс.)

Возраст в последний день рождения на начало пятилетия	Коэффициенты брачности 1950—1952 гг., сокращенные на 7,16%			Скорректированные коэффициенты			Расхождение итогов
	браки	повторные браки	итого	браки	повторные браки	итого	
10—14	10	—	10	10	—	10	—
15—19	428	—	428	428	—	428	—
20—24	594	7	601	608	7	615	+14
25—29	272	22	294	277	22	299	+5
30—34	92	31	123	94	31	125	+2
35—39	34	30	64	34	30	64	—
40—44	15	23	38	13	23	36	-2
45—49	10	21	31	6	22	28	-3
50—54	5	20	25	5	20	25	—
55—59	3	16	19	3	16	19	—
60—64	1	13	14	1	10	11	-3
65—69	—	11	11	—	6	6	-5
70—74	—	6	6	—	3	3	-3
75—79	—	2	2	—	1	1	-1
Всего	1464	202	1666	1479	191	1670	+4

ДОЛЯ МУЖЧИН, ВСТУПАЮЩИХ В БРАК В ТЕЧЕНИЕ ГОДА

Группы по возрасту в последний день рождения	1930—1932 гг.	1950—1952 гг.	1976—1981 гг.	«Предельный» расчет
15—19	0,003	0,006	0,005	0,005
20—24	0,070	0,120	0,104	0,111
25—29	0,148	0,165	0,137	0,144
30—34	0,111	0,114	0,099	0,080
40—44	0,034	0,038	0,034	0,015
50—54	0,012	0,015	0,013	0,005
Доля лиц, никогда не вступавших в брак	8,25%	5,25%	8%	11%

мулятивными»; однако оба пути приводят к очень малоотличающимся окончательным долям состоящих в браке. Кроме того, если бы и была сделана попытка сочетать оба метода, то пределы корректировки каждого из них были бы чисто произвольными.

Результаты, полученные этими методами расчета, сведены в табл. 7.

Одиноким мужчинам. Между 1921 и 1951 гг. доля холостых значительно упала во всех возрастах до 70 лет. Выше этого возраста наблюдаются неустойчивые колебания. К 1981 г. доля не состоящих в браке в возрасте от 25 до 35 лет несколько выше, чем в 1951 г., однако в старших возрастах влияние более высокой брачности в течение первой половины XX столетия сказывается в дальнейшем падении доли не состоящих в браке до возраста 90 лет, а доля не состоящих в браке в возрасте 55—60 лет падает до 6,25%. «Предельная» кривая немного ниже уровня 1981 г. до возраста 30 лет, но, начиная с этого возраста, она становится значительно выше, отражая предельный уровень, когда «излишек» женщин был исчерпан и доля никогда не вступающих в брак поднялась примерно до 11%.

Состоящие в браке мужчины. Доля мужчин, состоящих в браке, для 1951 г. существенно выше, чем для 1921 г., во всех возрастах благодаря более высокой брачности и большей продолжительности жизни. В возрастах 25—35 лет кривая для 1981 г. несколько ниже, чем для 1951 г., но с этого возраста значительно выше вследствие того, что до следующих возрастов доживают более многочисленные брачные пары, а также благодаря большей длительности жизни. Можно ожидать, что в 1981 г. в возрастах от 45 до 60 лет в браке будет состоять не меньше чем 90% мужчин. «Предельные» доли немного выше, чем для 1981 г. в возрастах 20—30 лет, вследствие предполагаемого повышения коэффициента брачности, но после 30 лет доля состоящих в браке ниже и в возрастах 45—60 лет не превышает 86,5%. Выше этого возраста, однако, она неуклонно приближается к данным для 1981 г., к которым становится очень близка, начиная с 70 лет и далее.

Овдовевшие и разведенные мужчины. Эти доли постоянно снижаются во всех возрастах выше 40 лет. Доля мужчин в возрасте 65 лет, например, в 1951 г. была

Таблица 7

ДОЛЯ ЛИЦ КАЖДОГО СЕМЕЙНОГО СОСТОЯНИЯ НА РАЗЛИЧНЫЕ ГОДЫ

Возраст	В браке не состоявшие						Женатые (замужние)						Вдовы и разведенные						Возраст
	1921	1931	1951	1966	1981	Предельная структура на основе показателей 1950—1952 гг.	1921	1931	1951	1966	1981	Предельная структура на основе показателей 1950—1952 гг.	1921	1931	1951	1966	1981	Предельная структура на основе показателей 1950—1952 гг.	
Мужчины	Реальная			Прогноз			Реальная			Прогноз			Реальная			Прогноз			
15—19	0,993	0,997	0,994	0,994	0,994	0,994	0,004	0,003	0,006	0,003	0,006	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	15—19
20—24	0,826	0,863	0,765	0,734	0,750	0,738	0,173	0,136	0,234	0,266	0,250	0,262	0,001	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	20—24
25—29	0,456	0,480	0,355	0,363	0,391	0,373	0,537	0,515	0,640	0,631	0,603	0,622	0,006	0,005	0,005	0,006	0,006	0,005	25—29
30—34	0,241	0,227	0,192	0,179	0,197	0,203	0,746	0,762	0,797	0,808	0,790	0,783	0,013	0,011	0,011	0,013	0,013	0,011	30—34
35—39	0,170	0,143	0,136	0,118	0,122	0,149	0,810	0,840	0,850	0,866	0,861	0,838	0,019	0,017	0,014	0,016	0,017	0,013	35—39
40—44	0,143	0,119	0,113	0,036	0,093	0,128	0,830	0,856	0,867	0,895	0,888	0,859	0,027	0,025	0,020	0,019	0,019	0,013	40—44
45—49	0,130	0,115	0,100	0,032	0,078	0,119	0,830	0,849	0,875	0,894	0,900	0,864	0,040	0,036	0,025	0,024	0,022	0,017	45—49
50—54	0,120	0,112	0,039	0,082	0,072	0,114	0,818	0,832	0,874	0,884	0,898	0,863	0,063	0,055	0,037	0,034	0,030	0,023	50—54
55—59	0,111	0,109	0,037	0,082	0,063	0,110	0,795	0,807	0,856	0,869	0,897	0,857	0,094	0,083	0,057	0,049	0,040	0,033	55—59
60—64	0,104	0,105	0,035	0,078	0,036	0,107	0,752	0,765	0,824	0,844	0,873	0,839	0,143	0,130	0,091	0,078	0,061	0,054	60—64
65—69	0,097	0,100	0,039	0,074	0,070	0,104	0,684	0,702	0,755	0,797	0,827	0,803	0,219	0,198	0,156	0,129	0,103	0,093	65—69
70—74	0,039	0,039	0,092	0,074	0,072	0,102	0,595	0,616	0,673	0,717	0,761	0,745	0,316	0,295	0,235	0,209	0,167	0,153	70—74
75—79	0,077	0,079	0,038	0,076	0,071	0,102	0,497	0,504	0,564	0,604	0,665	0,654	0,426	0,417	0,348	0,320	0,264	0,244	75—79
80—84	0,070	0,067	0,034	0,086	0,072	0,104	0,388	0,388	0,428	0,464	0,546	0,540	0,542	0,544	0,488	0,450	0,382	0,356	80—84
85—89	0,059	0,059	0,033	0,099	0,082	0,111	0,284	0,282	0,315	0,330	0,403	0,415	0,647	0,659	0,602	0,571	0,510	0,474	85—89
90—94	0,035	0,059	0,064	0,120	0,105	0,131	0,212	0,189	0,287	0,254	0,313	0,320	0,703	0,752	0,649	0,626	0,582	0,549	90—94

Возраст	В браке не состоявшие						Женатые (замужние)						Вдовы и разведенные						Возраст
	1921	1931	1951	1966	1981	Предельная структура на основе показателей 1950—1952 гг.	1921	1931	1951	1966	1981	Предельная структура на основе показателей 1950—1952 гг.	1921	1931	1951	1966	1981	Предельная структура на основе показателей 1950—1952 гг.	
Женщины	Реальная		Прогноз		Прогноз		Реальная		Прогноз				Реальная		Прогноз				
15—19	0,982	0,981	0,957	0,957	0,957	0,959	0,018	0,019	0,043	0,043	0,043	0,041	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	15—19
20—24	0,730	0,745	0,527	0,494	0,494	0,495	0,267	0,254	0,470	0,502	0,502	0,501	0,004	0,001	0,003	0,004	0,004	0,004	20—24
25—29	0,418	0,416	0,225	0,179	0,179	0,179	0,561	0,578	0,764	0,811	0,812	0,812	0,021	0,007	0,011	0,010	0,009	0,009	25—29
30—34	0,266	0,256	0,149	0,097	0,097	0,097	0,691	0,725	0,824	0,886	0,887	0,886	0,043	0,018	0,027	0,017	0,016	0,017	30—34
35—39	0,210	0,212	0,135	0,077	0,073	0,073	0,734	0,749	0,829	0,895	0,902	0,902	0,056	0,039	0,036	0,028	0,025	0,025	35—39
40—44	0,184	0,186	0,144	0,079	0,063	0,063	0,746	0,744	0,807	0,881	0,900	0,900	0,070	0,069	0,049	0,040	0,037	0,037	40—44
45—49	0,172	0,173	0,158	0,090	0,058	0,058	0,734	0,728	0,773	0,847	0,884	0,885	0,094	0,099	0,069	0,063	0,058	0,057	45—49
50—54	0,164	0,164	0,153	0,103	0,058	0,055	0,695	0,702	0,739	0,796	0,848	0,854	0,142	0,134	0,108	0,101	0,094	0,091	50—54
55—59	0,161	0,162	0,159	0,121	0,067	0,053	0,632	0,650	0,662	0,716	0,784	0,798	0,207	0,187	0,179	0,163	0,149	0,149	55—59
60—64	0,156	0,161	0,159	0,141	0,081	0,052	0,545	0,568	0,566	0,616	0,689	0,719	0,298	0,271	0,275	0,243	0,230	0,229	60—64
65—69	0,146	0,164	0,168	0,143	0,097	0,051	0,435	0,455	0,465	0,510	0,570	0,613	0,419	0,380	0,367	0,347	0,333	0,336	65—69
70—74	0,146	0,163	0,164	0,155	0,119	0,053	0,320	0,337	0,364	0,379	0,432	0,481	0,534	0,500	0,472	0,466	0,449	0,466	70—74
75—79	0,140	0,156	0,165	0,163	0,144	0,056	0,209	0,219	0,255	0,253	0,295	0,343	0,651	0,625	0,580	0,584	0,561	0,601	75—79
80—84	0,139	0,151	0,163	0,176	0,149	0,058	0,126	0,125	0,149	0,151	0,180	0,215	0,734	0,724	0,688	0,673	0,671	0,727	80—84
85—89	0,135	0,148	0,188	0,174	0,164	0,062	0,071	0,067	0,077	0,088	0,097	0,119	0,794	0,785	0,735	0,738	0,739	0,819	85—89
90—94	0,144	0,151	0,198	0,175	0,175	0,068	0,041	0,036	0,044	0,060	0,063	0,076	0,815	0,813	0,758	0,765	0,762	0,856	90—94

около 12%, в 1981 г. ожидается на уровне около 8%, а в пределе — 7%.

Одинокие женщины. Влияние более высокой брачности женщин, к 1951 г. достигших 45-летнего возраста, продолжается до 1981 г. во всех возрастных группах до 75 лет. Дальнейшее падение доли незамужних женщин происходит до 5%; этот уровень достигается к возрасту 45 лет. После 1981 г. предполагается дальнейшее падение доли незамужних в возрастах старше 50 лет, так что на протяжении всего ряда (от 45 лет до конца жизни) доля незамужних будет мало отличаться от 5%. Например, доля незамужних в возрасте 60 лет снизится с 16% в 1951 г. до 7,5% в 1981 г. и в пределе — до 5,25%.

Состоящие в браке женщины. В 1951 г. наибольший процент этих женщин (около 83%) достигается в возрасте 35 лет; имеется и другой подъем — в возрасте 55 лет. (Это можно отнести, по-видимому, на счет потерь мужей в войне 1914—1918 гг. и послевоенного подъема брачности.) Ожидается, что к 1981 г. высшая точка подъема будет соответствовать 40-летнему возрасту и достигнет более чем 90%. Однако доли состоящих в браке будут выше во всех возрастных группах вследствие более высокой брачности и увеличивающейся продолжительности жизни мужей. Предельные доли начинают отклоняться от долей для 1981 г. около возраста 45 лет. В возрасте 60 лет доля состоящих в браке в 1951 г. была 61,5%, к 1981 г. предполагается ее повышение до 74%, а в пределе — приблизительно до 76%.

Вдовы и разведенные женщины. Доли вдов и разведенных показывают чистое влияние различий в соотношениях вступающих в первый брак, становящихся вдовами (или разводящихся) и вступающих в брак вторично. Вдовы погибших на войне также оказывают некоторое влияние на эти доли. Функция поэтому является несколько более сложной, и в некоторых случаях трудно учесть изменения, обнаруживающиеся при сравнении долей на различные даты. В отличие от вдовцов, здесь нет больших вариаций долей по различным возрастам в течение следующих 30 лет и в пределе. Доли для 1951 г. ниже долей для 1921 г. во всех возрастах. Доли для 1981 г. продолжают эту тенденцию, хотя после 85 лет доля может быть и несколько выше, чем для того же возраста в предыдущем периоде. Это уменьшение выз-

вано, несомненно, влиянием снижения смертности, которое сокращает число случаев овдовения. До 70 лет «предельные» доли близко подходят к уровню 1981 г., но затем растут быстрее, чем когда-либо. Можно предположить, что это обусловлено перемещением в старшие возрастные группы влияния высокой брачности, которое к 1981 г. сказалось в полной мере лишь в возрастах до 45 лет. Так, в таблице для предельных соотношений доля одиноких в возрасте 90—95 лет падает после 1981 г. с 17,5% до 6,75% и это сокращение на 10,75% отражается в росте на 1,25% доли состоящих в браке и на 9,5% доли овдовевших. Доля овдовевших или разведенных в возрасте 60 лет в 1951 г. составляла приблизительно 23%, в то время как для 1981 г. и в пределах она равна приблизительно 19%.

В заключение необходимо повторить, что прогнозируемые коэффициенты в известной мере искусственны, так как они игнорируют роль миграции в возмещении недостатка женщин, способных вступить в брак. Кроме того, нужно иметь в виду, что эти коэффициенты основаны на данных 1950—1952 гг. и что сейчас результаты необходимо пересмотреть в свете более свежих данных, особенно в отношении первых браков. В будущие годы для возрастных групп, на которые в 1951 г. приходилось наибольшее число браков (до 25 лет для мужчин и на 2 или на 3 года меньше для женщин), доли состоящих в браке, вдовых и т. д. в значительной мере определяются фактической интенсивностью браков критических лет. Однако изменения с течением времени в расчетных долях указывают и на существующие тенденции, и сравнение действительной доли состоящих в браке в 1956 г. с данными прогноза подтверждает, что этот метод дает надежные результаты для всех доживающих из тех, кто в 1951 г. был моложе 20 лет. Ясно, что изменения в равновесии полов, а также значительное снижение смертности, особенно в средних возрастных группах, будут оказывать большое влияние на семейное состояние населения Великобритании в будущем.

Перевела с английского *Е. Б. Урланис*

**ЭКОНОМИЧЕСКИЕ И СОЦИАЛЬНЫЕ ФАКТОРЫ,
ОПРЕДЕЛЯЮЩИЕ РЕГИОНАЛЬНЫЕ РАЗЛИЧИЯ
ПЛОДОВИТОСТИ В ВЕНГРИИ**

Rudolf Andorka. Economic and social factors influencing regional fertility differences in Hungary. Доклад, представленный на Международный симпозиум по вопросам воспроизводства населения. Болгария, Варна, 25—30 сентября 1968 г.

Хорошо известно, что, достигнув в 1954 г. максимальной величины 23,0 на тысячу, коэффициент рождаемости в Венгрии в первой половине 60-х годов быстро упал до очень низкого уровня (около 13 на тысячу). В настоящее время плодovitость находится на столь низком уровне, что не обеспечивается воспроизводство тех поколений, которые находятся в плодovитом возрасте. Исследования экономических и социальных последствий низкого уровня плодovitости дают основания предполагать, что в случае, если этот низкий уровень плодovitости будет существовать и далее, то возрастная структура населения Венгрии будет характеризоваться очень высокой долей лиц пожилого возраста, содержание которых составит существенную нагрузку для поколений, находящихся в производительных возрастах. Вычисления, сделанные по методу Буржуа-Пиша¹, показывают, что с точки зрения нагрузки, связанной с содержанием молодого и старого населения, более предпочтительным был бы высокий нетто-коэф-

¹ J. Bourgeois-Pichat, Charges de la population active, Journal de la Société Statistique de Paris, 1950, No. 3—4, p. 94 and ff.

фициент воспроизводства населения¹. В равной степени не сулят преимуществ, по-видимому, и другие экономические и социальные последствия ненормального старения населения, обусловленного низким уровнем плодovitости. Считается, следовательно, что для повышения уровня плодovitости должны быть предприняты определенные меры демографической политики.

Для научного обоснования новых мер демографической политики Институт демографических исследований ЦСУ Венгрии включил в план своих работ несколько исследований о факторах, воздействующих на плодovitость. При обследовании плодovitости и планирования семьи² были изучены причины, определяющие поведение отдельных супружеских пар в отношении плодovitости³.

Было четко установлено, что число детей, планируемое супружескими парами в Венгрии (равное в среднем 2,1), не обеспечивает простого воспроизводства населения. С другой стороны, для отыскания факторов, воздействующих на совокупные изменения в плодovitости населения, были использованы методы *корреляции и регрессии*.

Для анализа корреляции и регрессии были применены данные двоякого рода: динамические ряды и ряды данных в территориальном разрезе. В связи с методологическими трудностями анализа динамических рядов (например, проблема лага) было решено сначала проанализировать данные в *региональном разрезе*, т. е. на основании причин региональной дифференциации в плодovitости сделать вывод о факторах, которые оказывают на нее влияние во времени. Этот метод был применен

R. Andorka, A születésszám alakulásának gazdasági hatásai, «Demográfia», 1964, No. 3—4, pp. 442—450. R. Andorka, K. Miltényi, Economic Causes and Effects of the Low Number of Births, Conférence Démographique à Liblice, 1965, mai 25—28.

² E. Szabady, A. Klinger, Az 1965—1966 évi termékenységi, családtervezési és születésszabályozási vizsgálat, «Demográfia», 1966, No. 2, pp. 135—161. E. Szabady, Tervezet a nemzetközi összehasonlító születésszabályozási és családtervezési vizsgálatra, «Statisztikai Szemle», 1965, No. 8—9, pp. 898—901.

* Имеется в виду планирование родителями числа детей в семье. — Прим. ред.

Вайнтраубом¹ и Эдельманом² в мировом масштабе, а также Фильрозе³ при изучении плодovitости в Польше.

Первый анализ был проделан на основании данных о повозрастных коэффициентах плодovitости, а также различных показателей экономического и социального развития 19 областей и 5 важнейших городов Венгрии за 1963 г., когда была проведена микроперепись⁴. Окончательные результаты вычислений можно представить в виде следующего уравнения регрессии:

$$x_1 = 2\,804 + 4,96 x_2 - 2,63 x_3 - 1,32 x_4 - 18,40 x_5,$$

а также в виде следующих коэффициентов корреляции:

$$\begin{aligned} r_{12} &= +0,76; & r_{13} &= -0,78; & r_{14} &= -0,80; & r_{15} &= -0,77; \\ & & r_{23} &= -0,82; & r_{24} &= -0,90; & r_{25} &= -0,65; \\ & & & & r_{34} &= +0,85; & r_{35} &= +0,56; \\ & & & & & & r_{45} &= +0,76; \end{aligned}$$

$$r_{12.345} = +0,18; \quad r_{13.245} = -0,24; \quad r_{14.235} = -0,02;$$

$$r_{15.234} = -0,49,$$

где:

x_1 — показатель суммарной плодovitости (сумма возрастных коэффициентов плодovitости) в 1963 г.;

x_2 — доля сельскохозяйственного населения в 1963 г.;

x_3 — доля городского населения в 1960 г.;

x_4 — доля женщин, закончивших, по крайней мере, 8 классов средней школы среди женщин 15 лет и старше;

x_5 — доля экономически активных среди женщин 15—39 лет.

Общий вывод из исследования заключается в том, что экономическое и социальное развитие, проявляющееся в индустриализации, урбанизации и повышении культур-

¹ R. Weintraub, The Birth Rate and Economic Development: An Empirical Study, «Econometrica», 1962, No. 4, pp. 812—817.

² I. A d e l m a n, An Econometric Analysis of Population Growth, «American Economic Review», 1963, vol. 53, pp. 315—339.

³ E. Vielrose, Zróznicowanie czestosci urodzen w Polsce, «Przegląd Statystyczny», 1965, No. 1, pp. 3—10.

⁴ R. A n d o r k a, A magyar népesség termékenységének alakulását befolyásoló gazdasági és társadalmi tényezők, «Demográfia» 1967, No. 1, pp. 87—102.

ного уровня (эти три фактора находятся между собой в очень тесной связи), а равно и экономическая активность женщин оказывают влияние на региональные различия в плодovitости, однако одни лишь эти факторы не могут объяснить общую величину этих различий (коэффициент множественной корреляции составляет $R_{1,2345} = 0,86$). Применение уравнения регрессии, составленного на основе данных в региональном разрезе, для объяснения вариации плодovitости в Венгрии в течение последних двух десятилетий является поэтому весьма сомнительным и проблематичным.

Была предпринята попытка сравнить этим методом плодovitость в четырех социалистических странах Восточной Европы: Чехословакии, Венгрии, Германской Демократической Республике и Польше — для того, чтобы выяснить, оказывает ли экономическое развитие аналогичное воздействие на плодovitость в четырех странах, имеющих сходную, но не одинаковую экономическую и социальную структуру¹.

Было найдено, что корреляция между плодovitостью и индустриализацией в определенных странах достаточно сильна. Уравнения регрессии и коэффициенты корреляции оказались следующими:

Чехословакия:

$$x_1 = 1\,420 + 47,4 x_2; \quad r_{12} = + 0,74,$$

Германская Демократическая Республика:

$$x_1 = 2\,165 + 90,93 x_2; \quad r_{12} = + 0,94,$$

Венгрия:

$$x_1 = 1\,521 + 11,6 x_2; \quad r_{12} = + 0,72,$$

Польша:

$$x_1 = 2\,048 + 21,9 x_2; \quad r_{12} = + 0,79,$$

где x_1 — общий коэффициент плодovitости в одном году периода 1960—1964 гг.;

x_2 — доля занятых в сельском хозяйстве среди экономически активного населения приблизительно в те же годы.

¹ R. Andorka, Korrelations- und Regressionsrechnungen über die wirtschaftlichen und sozialen Ursachen der Wandlungen der Fruchtbarkeit «Wissenschaftliche Zeitschrift der Karl Marx Universität».

Однако, когда данные по четырем странам были сведены вместе и коэффициенты корреляции и регрессии вычислены по всем этим данным, корреляция оказалась весьма слабой:

$$x_1 = 2\,059 \pm 14,6 x_2; \quad r_{12} = +0,49.$$

Результаты анализа показывают, что существует определенная положительная корреляция между плодотворностью и долей занятых в сельском хозяйстве (характеризующей уровень экономического развития), но соотношения в разных странах весьма различны.

Для того чтобы проверить предварительный вывод из анализа, сделанного на основе данных по 19 областям и 5 крупнейшим городам Венгрии, вычисления корреляции и регрессии были сделаны на основе данных по округам (округ представляет собой меньшую административную единицу, чем область) и по всем городам Венгрии. Ниже приведены уравнения регрессии и частные коэффициенты корреляции, полученные при всех возможных сочетаниях независимых переменных (в скобках указаны средние ошибки).

$$x_1 = 1\,815 \pm 9,38 x_2, \\ (1,08)$$

$$x_1 = 2\,897 - 24,20 x_3, \\ (2,20)$$

$$x_1 = 3\,106 - 27,34 x_4, \\ (3,40)$$

$$x_1 = 2\,182 + 2,08 x_5, \\ (2,46)$$

$$x_1 = 3\,044 - 1,51 x_2 - 27,14 x_3, \\ (2,14) \quad (4,71)$$

$$x_1 = 2\,543 + 7,03 x_2 - 19,2 x_4, \\ (1,08) \quad (3,32)$$

$$x_1 = 1\,842 + 11,17 x_2 - 7,64 x_5, \\ (1,18) \quad (2,27)$$

$$x_1 = 3\,206 - 19,22 x_3 - 13,75 x_4, \\ (2,46) \quad (3,46)$$

$$x_1 = 3\,067 - 27,02 x_3 - 6,65 x_5, \\ (2,31) \quad (2,02)$$

$$x_1 = 3\,097 - \underset{(3,43)}{27,27} x_4 + \underset{(2,14)}{0,46} x_5,$$

$$x_1 = 3\,211 - \underset{(2,09)}{0,05} x_2 - \underset{(4,95)}{19,34} x_3 - \underset{(3,50)}{13,73} x_4,$$

$$x_1 = 3\,021 + \underset{(2,18)}{0,50} x_2 - \underset{(4,61)}{26,10} x_3 - \underset{(2,11)}{6,80} x_5,$$

$$x_1 = 2\,532 + \underset{(1,18)}{8,69} x_2 - \underset{(3,26)}{18,30} x_4 - \underset{(2,12)}{6,56} x_5,$$

$$x_1 = 3\,329 - \underset{(2,60)}{22,10} x_3 - \underset{(3,39)}{12,60} x_4 - \underset{(1,97)}{5,81} x_5,$$

$$x_1 = 3\,182 + \underset{(2,13)}{1,73} x_2 - \underset{(4,85)}{18,79} x_3 - \underset{(3,43)}{13,02} x_4 - \underset{(2,04)}{6,27} x_5,$$

$$r_{12} = +0,5326; \quad r_{13} = -0,6242; \quad r_{14} = -0,5047; \\ r_{15} = +0,0616;$$

$$r_{23} = -0,8834; \quad r_{24} = -0,3755; \quad r_{25} = +0,4523; \\ r_{34} = +0,5061; \quad r_{35} = -0,3702;$$

$$r_{45} = -0,0952;$$

$$r_{12.3} = -0,05; r_{13.2} = -0,39; r_{12.4} = +0,43; r_{14.2} = -0,39;$$

$$r_{12.5} = +0,57; r_{15.2} = -0,24; r_{13.4} = -0,50; r_{14.3} = -0,28;$$

$$r_{13.5} = -0,65; r_{15.3} = -0,23; r_{14.5} = -0,50; r_{15.4} = +0,01;$$

$$r_{12.34} = -0,00; r_{13.24} = -0,27; r_{14.23} = -0,28;$$

$$r_{12.35} = +0,01; r_{13.25} = -0,38; r_{15.23} = -0,23;$$

$$r_{12.45} = +0,47; r_{14.25} = -0,38; r_{15.24} = -0,22;$$

$$r_{13.45} = -0,53; r_{14.35} = -0,26; r_{15.34} = -0,21;$$

$$r_{12.345} = +0,05; r_{13.245} = -0,27; r_{14.235} = -0,27;$$

$$r_{15.234} = -0,22,$$

где:

x_1 — общий коэффициент плодовитости в 190 округах и городах Венгрии в среднем за 1959—1960 гг.;

x_2 — доля сельскохозяйственного населения в 1960 г. (году последней переписи);

x_3 — доля окончивших не менее 8 классов средней школы среди населения в возрасте 15 лет и старше в 1960 г.;

x_4 — доля экономически активных среди женщин в 1960 г ;

x_5 — доля населения, живущего не в центре городов и деревень, а на окраинах и в пригородах, в 1960 г.

Доля городского населения была исключена из числа независимых переменных, поскольку все города участвовали в вычислениях как отдельные единицы наблюдений. С другой стороны, доля живущих в пригородах (более 10% населения Венгрии в 1960 г.) была в это число включена, так как предполагалось, что население пригородов, представляющих собой, главным образом, отдельные хутора, — это наименее культурная социальная группа и поэтому она может иметь высокую плодовитость.

Таким образом, мы располагали четырьмя независимыми переменными, причем все они характеризовали уровень экономического и социального развития округов и городов Венгрии. Поскольку они весьма сильно коррелированы друг с другом, выделить их влияние на плодовитость трудно. Например, влияние доли сельскохозяйственного населения имеет, по-видимому, небольшое значение, если вводится переменная «уровень образования» (наличие школьной подготовки). В общем, однако, можно сказать, что экономическое развитие, отраженное в доле несельскохозяйственного населения и в доле имеющих более высокую школьную подготовку, оказывает понижающее воздействие на плодовитость. Удивительно, что доля населения, живущего в отдельных хуторах, оказывает также понижающее влияние. Это дает основание полагать, что воздействие уровня экономического и социального развития не однозначно.

Важнейший вывод из проделанного анализа, однако, был вполне определенно подтвержден: различия в плодовитости между определенными округами и городами Венгрии не могут полностью быть объяснены этими переменными, представляющими уровень экономического и социального развития (коэффициент множественной корреляции $R_{1.2345} = 0,68$). Сильное воздействие на территориальные различия и временные колебания плодовитости должны оказывать не одно лишь экономическое и социальное развитие, но и другие факторы.

Каковы эти факторы? На данной стадии исследования можно лишь утверждать ориентировочно, что они отно-

сятся к области *социальной психологии*. Они, конечно, связаны с экономическими и социальными явлениями, но не таким простым образом, как некоторые демографы представляют себе соотношение между демографическим и социально-экономическим развитием.

Для того чтобы объяснить характер этих психологических факторов плодovitости, мы попытались на следующей стадии исследования разделить Венгрию на *демографические районы* и выяснить, проявляется ли в этих районах определенное поведение в отношении плодovitости, т. е. обнаруживают ли эти районы различную взаимосвязь между плодovitостью и социально-экономическим развитием.

Районы были образованы по признаку их территориальной близости и сходства демографического поведения, а не на основе уровня экономического и социального развития, поскольку области и районы, так же как и города, оказываются демографически сходными скорее в случае территориальной близости, чем при соответствующем уровне экономического развития. Так, территории с высокой и с низкой плодovitостью были обнаружены как в индустриально развитых и в средне-развитых, так и в слабо-развитых районах. С другой стороны, некоторые развитые области обнаруживают низкую плодovitость, в то время как другие имеют высокую; одни слабо-развитые области показывают высокую плодovitость, другие — низкую.

Таким образом были образованы следующие районы:

1. Северо-Восточный район (Боршод—Абауй—Земплен, Хайду—Бихар, Саболич—Сатмар). Высокая плодovitость. Частично индустриализован (Боршод—Абауй—Земплен), частично слабо-развит (Хайду—Бихар, Саболич—Сатмар).

2. Западный район (Дьёр-Шопрон, Веспрем, Ваш, Зала). Средняя плодovitость. Весьма индустриализован.

3. Центральный район (Пешт, Комаром, Ноград, Хевеш, Фейер и часть Сольнока). Низкая плодovitость. Частично сильно индустриализован (Пешт, Комаром, Ноград), частично индустриализован (Хевеш, Фейер и часть Сольнока).

4. Южный район (Бач—Бодрог, Бекеш, Чонград,

Шомодь, Тольна и часть Сольнока). Низкая плодovitость. Слаборазвит.

Область Баранья, находящаяся в середине Южного района, можно не включать в него, поскольку плодovitость там весьма высока. Удивительно, что одно время в период между двумя мировыми войнами эта область имела самую низкую в Венгрии плодovitость и была хорошо известна, поскольку часть ее малоземельного крестьянского населения практиковала так называемую «однодетную систему». Причиной изменения положения области Баранья в сравнении с другими частями страны с точки зрения плодovitости может быть смена части ее населения.

В перечисленные районы не были включены также пять крупных городов, имеющих очень низкую плодovitость (Будапешт, Мишкольц, Дебрецен, Печ, Сегед).

Основные результаты вычисления показателей корреляции и регрессии, сделанных для этих демографических районов отдельно, оказались следующими (в скобках указаны средние ошибки):

Северо-Восточный район (высокая плодovitость, частично высокоразвит, частично слаборазвит):

$$x_1 = 2\,667 - 2,62 x_2 - 29,83 x_3 + 27,29 x_4 - 1,54 x_5;$$

(5,97) (15,14) (11,95) (6,43)

$$r_{12} = +0,4645; \quad r_{13} = -0,4883; \quad r_{14} = +0,2014;$$

$$r_{15} = +0,0736;$$

$$r_{12.345} = -0,08; \quad r_{13.245} = -0,34; \quad r_{14.235} = +0,39.$$

$$r_{15.234} = -0,04;$$

Западный район (средняя плодovitость, средний уровень развития):

$$x_1 = 2\,720 + 5,58 x_2 - 6,87 x_3 - 13,33 x_4 - 5,04 x_5;$$

(4,49) (10,95) (5,36) (8,04)

$$r_{12} = +0,7360; \quad r_{13} = -0,7536; \quad r_{14} = -0,5775;$$

$$r_{15} = +0,2746;$$

$$r_{12.345} = +0,22; \quad r_{13.245} = -0,11; \quad r_{14.235} = -0,41.$$

$$r_{15.234} = -0,11;$$

Центральный район (низкая плодovitость, высокоразвит, находится под влиянием Будапешта):

$$x_1 = 3\,054 + 2,29 x_2 - 11,33 x_3 - 19,96 x_4 - 5,30 x_5;$$

(3,01) (5,47) (5,99) (4,68)

$$r_{12} = +0,5941; \quad r_{13} = -0,6555; \quad r_{14} = -0,6408;$$

$$r_{15} = +0,3446;$$

$$r_{12.345} = +0,11; \quad r_{13.245} = -0,29; \quad r_{14.235} = -0,44.$$

$$r_{15.234} = -0,16;$$

Южный район (низкая плодovitость, слаборазвит):

$$x_1 = 2\,723 - 2,15 x_2 - 11,93 x_3 - 14,83 x_4 - 1,94 x_5;$$

(5,62) (14,03) (5,13) (2,50)

$$r_{12} = +0,5320; \quad r_{13} = -0,5928; \quad r_{14} = -0,4953;$$

$$r_{15} = -0,1719;$$

$$r_{12.345} = +0,05; \quad r_{13.245} = -0,12; \quad r_{14.235} = -0,38;$$

$$r_{15.234} = +0,11.$$

Эти результаты подтверждают, по-видимому, гипотезу о том, что соотношения между плодovitостью и показателями социального и экономического развития в определенных районах Венгрии совершенно различны. В уравнении множественной регрессии, влияние доли сельскохозяйственного населения кажется скорее несущественным. Культурный уровень оказывает понижающее воздействие, но значение этого воздействия весьма различно в разных районах. Экономическая активность женщин воздействует на плодovitость в противоположных направлениях в Северо-Восточном и в трех других районах. Влияние доли населения, живущего в пригородах, всегда, по-видимому, очень слабо. На первый взгляд, во всяком случае, никакой закономерности в этом не наблюдается.

Однако если мы рассмотрим взаимосвязь плодovitости с каждой из переменных, отражающих экономиче-

ское и социальное развитие, в отдельности, то окажется, что коэффициенты регрессии имеют сходные значения в определенных районах (за исключением показателя экономической активности в Северо-Восточном районе), однако постоянные уравнения имеют разные значения.

Так, например,
Северо-Восточный район:

$$x_1 = 2\,283 + 7,63 x_2; \quad x_1 = 3\,108 - 19,93 x_3.$$

(2,61) (6,30)

Западный район:

$$x_1 = 1\,848 + 9,83 x_2; \quad x_1 = 2\,963 - 22,48 x_3.$$

(1,57) (3,41)

Центральный район:

$$x_1 = 1\,736 + 10,13 x_2; \quad x_1 = 2\,710 - 21,21 x_3.$$

(1,94) (3,41)

Южный район:

$$x_1 = 1\,622 + 8,87 x_2; \quad x_1 = 2\,698 - 23,92 x_3.$$

(1,92) (4,42)

Эти последние уравнения регрессии указывают, по-видимому, на то, что в каждом районе существует сходная отрицательная взаимосвязь между плодовитостью и экономическим развитием, но «уровень» этой взаимосвязи различен. Иными словами, направления линии, отвечающей уравнениям регрессии, сходны, но наклоны различны. В соответствии с этими уравнениями, при сходном уровне экономического и социального развития, плодовитость в определенных демографических районах различна, будучи наиболее высокой в Северо-Восточном, средней — в Западном и наиболее низкой — в Южном районе.

Этот вывод подтверждается, по-видимому, динамикой плодовитости в определенных областях и городах в последние десятилетия. Порядок их по величине коэффициента рождаемости и плодовитости не показывает сколько-нибудь существенных изменений.

**ПОРЯДОК ОБЛАСТЕЙ И КРУПНЕЙШИХ ГОРОДОВ В ВЕНГРИИ
ПО ВЕЛИЧИНЕ КОЭФФИЦИЕНТОВ РОЖДАЕМОСТИ
И КОЭФФИЦИЕНТОВ ОБЩЕЙ ПЛОДОВИТОСТИ В 1920—1966 гг.**

Область, город	Коэффициент рождаемости на 1000 населения								Коэффициент об- щей плодо- вности	
	1920 г.	1930 г.	1941 г.	1949 г.	1954 г.	1957 г.	1960 г.	1963 г.	1963 г.	1966 г.
1. Будапешт . . .	24	24	22	24	24	24	24	24	24	24
2. Дебрецен . . .	20	10,5	16	15,5	4,5	20,5	20	21	20	21
3. Мишкольц . . .	21	18	24	18,5	4,5	19	15	20	21	20
4. Печ	22	23	23	22	20	22	21	22	22	22
5. Сегед	23	21	21	2	23	23	23	23	23	23
6. Багання	18	22	18	12	9	5	5	4,5	4	5
7. Бач—Кишкун .	9	10,5	10	14	15	13	12	13,5	11	13
8. Бекеш	10,5	5	9	17	17	14	17	16	13	10
9. Боршод—А.—З.	8	4	2	3	6	3	2	3	3	3
10. Чонград	15,5	16	11	23	22	20,5	22	19	18	16
11. Фейер	7	12	5	5	3	4	4	4,5	9	11
12. Дьёр—Шопрон	10,5	14,5	12,5	6	12,5	8	13	12	10	12
13. Хйду—Бихар .	6	2	3	4	2	2	3	2	2	2
14. Хавеш	3	7	14	20	18,5	16	17	18	19	19
15. Кемаром	4,5	9	12,5	7	7	7	6	7	14	17
16. Нооград	2	3	4	9	10	9,5	7	9	16	14
17. Пешт	4,5	8	6,5	8	12,5	18	19	10,5	17	18
18. Шомодь	19	19	19	21	21	17	17	17	15	15
19. Сабольч—Сатмар	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
20. Сольнок	14	6	6,5	13	11	12	10	8	8	4
21. Тольна	17	20	20	10,5	14	9,5	11	15	12	8
22. Ваш	12	17	17	15,5	16	15	14	13,5	6	6
23. Веспрем	15,5	13	8	10,5	8	6	8	6	7	9
24. Зала	13	14,5	15	18,5	18,5	11	9	10,5	5	7

Северо-Восточный район всегда имел самую высокую плодovitость. Интересно отметить, что часть его — область Сабольч, которая сейчас составляет большую часть области Сабольч—Сатмар, — имела самый высокий уровень плодovitости уже в период 1852—1857 и 1864—1865 гг., относительно которых мы располагаем данными¹. Наблюдаемые изменения в порядке некоторых областей в общем аналогичны изменениям, наблю-

¹ Weszelovszky, MTA Értesítője a társadalomtudományok köréből, 1875.

даемым в соседних областях того же региона (например, снижение в областях Хевеш и Ноград, рост в областях Ваш, Веспрем и Зала).

Существует лишь одно очень важное исключение: область Баранья, поведение населения в отношении деторождения в которой, как уже упоминалось, полностью изменилось по сравнению с соседними областями.

Этот вывод подтверждают также коэффициенты ранговой корреляции, вычисленные на основе порядковых мест, которые занимают области и города по коэффициентам рождаемости и плодovitости. Эти коэффициенты корреляции весьма высоки. Они составляют:

общий коэффициент плодovitости 1966—1963 гг . .	$R = +0,96$
коэффициент рождаемости 1963—1957 гг	$R = +0,94$
коэффициент рождаемости 1963—1954 гг.	$R = +0,69$
коэффициент рождаемости 1963—1949 гг.	$R = +0,65$
коэффициент рождаемости 1963—1941 гг.	$R = +0,76$
коэффициент рождаемости 1963—1930 гг.	$R = +0,57$
коэффициент рождаемости 1963—1920 гг.	$R = +0,64$

(Примечание 1954 г был годом максимальной величины коэффициента рождаемости в послевоенный период, в 1957 г коэффициент рождаемости уже резко падает, 1963 г был одним из тех лет, когда плодovitость имела самый низкий уровень, 1966 г.—это год начала подъема плодovitости)

Все это позволяет предположить, что конкретные демографические районы Венгрии обладают своими особыми путями демографического развития, которые сходны в отношении причин, определяющих колебания в плодovitости, но различаются в отношении уровня плодovitости, являющегося результатом воздействия одних и тех же факторов. Я полагаю, что сейчас было бы весьма рискованно пытаться сказать что-нибудь относительно причин этих постоянных различий в плодovitости между районами¹. Можно, разумеется, быть уве-

¹ Демографы в западных странах и в Соединенных Штатах часто считают религию одним из важных факторов различий в плодovitости, в частности, что католики имеют более высокую

решными, что важную роль играют *социально-психологические* факторы, косвенно складывающиеся под влиянием экономических факторов. Поскольку механизм влияния этих факторов гораздо более сложен, чем механизм влияния непосредственно экономических факторов, формулировка законов в демографии представляется, по-видимому, гораздо более сложной, чем это иногда считается.

Перевел с английского *А. Г. Волков*

плодовитость, чем протестанты. Такого же мнения придерживались венгерские специалисты в области общественных наук в период между двумя мировыми войнами. Теперь, однако, религиозная принадлежность не оказывает в Венгрии почти никакого влияния на региональные различия в плодovitости. Коэффициент корреляции рангов между плодovitостью и процентом протестантов (в 1949 г. — году последней переписи, в которой стоял вопрос о религии) составлял $+0,21$.

МЕТОД ОПРЕДЕЛЕНИЯ ИНТЕНСИВНОСТИ СМЕРТНОСТИ В ПЕРВЫЙ ГОД ПОСЛЕ РОЖДЕНИЯ

Йордан Венедиков Метод за определяне на интензитета на смъртността през първата година на след раждането, «Планово стопанство и статистика», 1965, № 1.

Вероятность смерти особенно сильно изменяется в течение первого года после рождения. Анализ детской смертности невозможен без измерителя интенсивности смертности для отдельных возрастных интервалов в пределах определенного календарного периода, например в течение одного года.

В настоящей статье мы предлагаем метод исчисления коэффициентов, которые характеризуют интенсивность смертности. Коэффициенты представляют собой относительные величины, выраженные в тысячных долях (промилльные отношения). В числителе любого отношения стоит число детей, умерших в определенном возрасте за рассматриваемый календарный период, — например, число детей, умерших в 1961 г. в возрасте 0 дней (до 1 истекшего дня) или в возрасте 1 дня (от 1 истекшего дня до 2 истекших дней) и т. д. Знаменатель представляет собой число всех детей, которые в 1961 г. были в том же возрасте и которые имели равную по времени возможность умереть в этом году в том же возрасте.

Пусть в 1961 г. до того, как достичь возраста, равного 24 часам, умерло M_{00} детей (рис. 1 — AA_1C_1C). Это число, умноженное на 1000, представляет числитель

коэффициента q_{00} интенсивности смертности в возрасте 0 дней в 1961 г.

Очевидно, если в 1961 г. родилось N детей¹ (AA_1), то все они имели вероятность попасть в число умерших M_{00} детей. По времени эта вероятность, однако, не является равной в следующем смысле. Дети численностью $N_{31/XII}$, родившиеся 31.XII 1961 г. (B_1A_1), до конца года (до 24 часов 31.XII) живут, в отличие от всех остальных, в среднем не один день, а лишь половину дня². Следовательно, по времени эти дети имеют вдвое меньшую

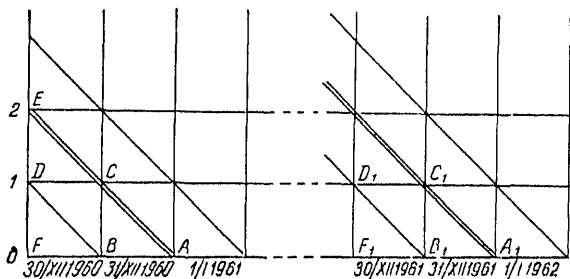


Рис. 1. Демографическая решетка.

вероятность умереть в 1961 г. в возрасте 0 дней. Тогда можно считать, что половина из этих $N_{31/XII}$ детей живет до конца года в среднем 1 день и, следовательно, $N - 0,5 N_{31/XII}$ детей имеют равную по времени возможность умереть в 1961 г. в возрасте 0 дней.

С другой стороны, в 1961 г. могут в возрасте 0 дней умереть и родившиеся 31.XII 1960 г. — из числа $N'_{31/XII}$ (BA). Эти дети при наступлении 1961 г. останутся в том же возрасте в среднем еще половину дня. Поэтому можно считать, что еще $0,5N'_{31/XII}$ ³ детей в возрасте 0 дней живут в 1961 г. в среднем один день. Так, мы получаем нужный знаменатель — общее число детей, кото-

¹ В статье везде имеются в виду живорожденные дети.

² Суток.

³ Точнее не $0,5N'_{31/XII}$, а половина родившихся 31.XII 1960 г. и доживших до начала (до 0 часов 1.1) 1961 г. (AC). Однако можно пренебречь незначительным числом умерших из них до наступления 1961 г. (BAC).

рыс в 1961 г. имеют равную по времени (в продолжение одного дня) вероятность умереть в возрасте 0 дней:

$$N - 0,5 N_{31, XII} + 0,5 N'_{31, XII} = N + 0,5 \Delta_{31, XII}, \text{ где} \\ \Delta_{31, XII} = N'_{31, XII} - N_{31, XII}.$$

Коэффициент интенсивности смертности q_{00} (в промилле), следовательно, составит:

$$q_{00} = \frac{M_{00} \cdot 1000}{N + 0,5 \Delta_{31, XII}}.$$

Если мы не располагаем данными о численности родившихся по календарным дням, то $\Delta_{31, XII}$ можно определить как разницу между средним ежедневным числом родившихся в декабре 1960 г. и средним ежедневным числом родившихся в декабре 1961 г. Допущение о равномерности рождаемости по дням одного календарного месяца, которое мы делаем в этом случае, является достаточно близким к действительности.

Для того чтобы перейти к коэффициенту смертности детей в возрасте 1 дня — q_{01} , нужно определить число детей, которые в 1961 г. доживают до возраста, равного 1 дню (CC_1). С одной этой целью к числу родившихся в 1961 г. (AA_1) прибавляется число детей, родившихся 31.XII 1960 г. и доживших до начала 1961 г. (AC), но вычитается число детей, родившихся 31.XII 1961 г. и доживших до конца года (A_1C_1), а также число умерших в 1961 г. в возрасте 0 дней (AA_1C_1C). Если принять, что из родившихся 31.XII 1960 г. и 31.XII 1961 г. до наступления следующего года умирает равное число детей (т. е. $BAC = B_1A_1C_1$), то разницу между дожившими ($AC - A_1C_1$) можно определить как разницу между родившимися ($AB - A_1B_1$). Тогда искомое число детей в возрасте 1 дня в 1961 г. будет равно:

$$N + \Delta_{31, XII} - M_{00}.$$

Далее, для того чтобы определить общее число детей, которые в 1961 г. имели равную по времени (в продолжение одного дня) возможность умереть в возрасте, равном 1 дню, к этим $N + \Delta_{31, XII} - M_{00}$ детей прибавляется половина разницы между родившимися 30.XII

1960 г. и 30.XII 1961 г. $\Delta_{30/XII}^1$, т. е. в совокупности получаем $N + \Delta_{31/XII} + 0,5\Delta_{30/XII} - M_{00}$ детей.

Число M_{01} умерших в 1961 г. в возрасте 1 дня, умноженное на 1000 и деленное на полученный знаменатель — $N + \Delta_{31/XII} + 0,5\Delta_{30/XII} - M_{00}$ детей, дает коэффициент интенсивности смертности детей в возрасте одного дня в 1961 г. — q_{01} . Если мы имеем дело со средним ежедневным числом родившихся в декабре 1960 г. и в декабре 1961 г., то $\Delta_{30/XII} = \Delta_{31/XII}$ и формула примет вид:

$$q_{01} = \frac{M_{01} \cdot 1000}{N + 1,5 \Delta_{31/XII} - M_{00}}.$$

Таким же образом при аналогичных допущениях определяются коэффициенты интенсивности смертности за рассматриваемый календарный период для каждого дня возраста.

Общая формула интенсивности смертности по отдельным возрастным дням в первый месяц после рождения имеет следующий вид:

$$(1) \quad q_{0i} = \frac{M_{0i} \cdot 1000}{N + \Delta_{31/XII} + \Delta_{30/XII} + \dots + 0,5 \Delta_{(31-i)/XII} - M_{00} - M_{01} - \dots - M_{0(i-1)}},$$

$$i = 0, 1, 2, \dots, 29.$$

Если $\Delta_{31/XII} = \Delta_{30/XII} = \dots = \Delta_{1/XII}$, т. е. если мы используем не данные о рождаемости по отдельным календарным дням, а среднее ежедневное число родившихся в декабре 1960 г. и в декабре 1961 г., формула примет упрощенный вид:

$$(2) \quad q_{0i} = \frac{M_{0i} \cdot 1000}{N + (i + 0,5) \Delta_{31/XII} - M_{00} - M_{01} - \dots - M_{0(i-1)}},$$

$$i = 0, 1, 2, \dots, 29.$$

¹ Точнее, половина разницы между числом родившихся 30.XII 1960 г. и доживших до начала 1961 г. (CE) и числом родившихся 30.XII 1961 г. и доживших до однодневного возраста (C_1D_1). И здесь мы пренебрегаем числом детей, родившихся 30.XII 1960 г. и доживших до возраста, равного 1 дню, и числом детей, умерших до начала 1961 г. (ECD). Кроме того, мы ставим знак равенства между числом умерших в возрасте 0 дней из родившихся 30.XII 1960 г. и 30.XII 1961 г. ($FBCD = F_1B_1C_1D_1$), на основе чего мы определяем разницу между дожившими как разницу между родившимися 30.XII 1960 г. и 30.XII 1961 г.

Формулы (1) и (2) дают возможность определить интересующие нас коэффициенты для любого дня возраста. Если рассматривать интенсивность смертности за один календарный год, то ввиду небольшого и уменьшающегося с возрастом числа смертных случаев целесообразно исчислять отдельные коэффициенты лишь для первых 15 дней после рождения — $q_{00}, q_{01}, \dots, q_{014}$. Вторая половина первого возрастного месяца, а также и последующие одномесечные возрасты до истечения однолетнего возраста могут характеризоваться посредством общих коэффициентов — $q_{15-29}, q_1, q_2, \dots, q_{11}$.

Прежде чем указать остальные формулы, необходимо отметить, что для определения интенсивности смертности все коэффициенты должны приводиться к единице возраста, например к 1 дню. Это объясняется тем обстоятельством, что, когда рассматриваются одnodневные интервалы возраста, учитываются смерти детей в этих возрастах в продолжение одного дня. Дети в возрасте 15—29 дней могут, однако, умереть в продолжение 15 дней, а дети в возрасте 1, 2 и т. д. месяцев — в продолжение 30 дней. Следовательно, в сравнении с одnodневыми интервалами первые имеют шанс умереть в 15 раз, а вторые — в 30 раз больше.

Это вызывает необходимость уменьшать в формулах число умерших соответственно в 15 и 30 раз.

Сами формулы строятся по тому же принципу, который был положен в основу определения $q_{00}, q_{01}, \dots, q_{014}$.

Устанавливается число родившихся за рассматриваемый год (1961), вычитается число детей, которые достигнут интересующего нас возраста в следующем, 1962 г., прибавляется число родившихся в 1960 г. детей, которые достигнут этого возраста в 1961 г., вычитается число всех умерших в 1961 г. в более раннем возрасте и, наконец, для определения общего числа детей, которые в течение года имели равную по времени возможность умереть, прибавляется половина разницы между родившимися в 1960 г. и в 1961 г., которые соответственно к началу и к концу 1961 г. имели тот же возраст. В числителе коэффициента интенсивности смертности будет число умерших в 1961 г. детей в исследуемом возрасте, деленное соответственно на 15 или на 30.

Полученное отношение умножается на 1000. При этом мы делаем аналогично допущение, что при небольшом

числе умерших в отдельных возрастах мы будем иметь минимальные неточности.

Если в 1961 г. число умерших в возрасте 15—29 дней равно M_{15-29} , в возрасте 1 месяца — M_1 , ..., в возрасте 11 месяцев — M_{11} , число родившихся за рассматриваемый и предшествующий годы — соответственно N и N' , то формулы коэффициентов интенсивности смертности за рассматриваемый год для возрастов 15—29 дней (q_{15-29}), 1 месяц (q_1), 2 месяца (q_2), ..., 11 месяцев (q_{11}) будут иметь следующий вид.

Для возраста 15—29 дней¹:

$$(3) \quad q_{15-29} = \frac{\frac{1}{15} M_{15-29} \cdot 1000}{N + (N'_{16-31/XII} - N_{16-31/XII}) + 0,5(N'_{1-15/XII} - N_{1-15/XII}) - M_{0-14}}.$$

Если мы располагаем данными о числе родившихся не по дням, а по календарным месяцам, формула примет следующий вид:

$$(4) \quad q_{15-29} = \frac{\frac{1}{15} M_{15-29} \cdot 1000}{N + 0,5(N'_{XII} - N_{XII}) + 0,25(N'_{XII} - N_{XII}) - M_{0-14}} = \frac{\frac{1}{15} M_{15-29} \cdot 1000}{N + 0,75 \Delta_{XII} - M_{0-14}},$$

где $\Delta_{XII} = N'_{XII} - N_{XII}$.

Для возраста 1 месяц:

$$q_1 = \frac{\frac{1}{30} M_1 \cdot 1000}{N + (N'_{XII} - N_{XII}) + 0,5(N'_{XI} - N_{XI}) - M_{0-29}} = \frac{\frac{1}{30} M_1 \cdot 1000}{N + \Delta_{XII} + 0,5 \Delta_{XI} - M_{0-29}}.$$

¹ Имеющиеся при этом небольшие неточности являются следствием того, что мы ставим знак равенства между возрастным и календарным месяцем.

Для возраста 2 месяца:

$$q_2 = \frac{\frac{1}{30} M_2 \cdot 1000}{N + \Delta_{XII} + \Delta_{XI} + 0,5 \Delta_X - M_{0-29} - M_1}$$

В общем виде формула для возраста j месяцев имеет следующий вид:

$$q_j = \frac{\frac{1}{30} M_j \cdot 1000}{N + \Delta_{XII} + \Delta_{XI} + \dots + 0,5 \Delta_{(XII-j)} - M_{0-29} - M_1 - \dots - M_{(j-1)}},$$

$$j=1, 2, \dots, 11.$$

Иллюстрируем применение указанных формул для определения некоторых коэффициентов за 1961 г.¹ на основе фактических данных, приведенных в табл. 1 и 2.

Таблица 1

ЧИСЛО ДЕТЕЙ, УМЕРШИХ В ВОЗРАСТЕ ДО 1 ГОДА (по дням и месяцам 1960 г.) В НАРОДНОЙ РЕСПУБЛИКЕ БОЛГАРИИ¹

Возраст	Число	Возраст	Число
0 дней	313	15—29 дней	537
1 день	384	1 месяц	570
2 дня	256	2 месяца	499
13 дней	53	10 месяцев	82
14 "	50	11 "	90
0—14 "	1916	0—11 "	5212

¹ «Демографска статистика 1961 г.», Статистически сборник, София, 1962, стр. 52.

Всего в 1961 г. родилось 137 861 детей. Среднее ежедневное число родившихся в декабре 1960 г. больше среднего ежедневного числа родившихся в декабре 1961 г. на 3,4 (106:31), т. е. $\Delta_{31/XII} = +3,4$.

¹ Проанализировано в статье Р. Семерджиевой, И. Венедикова «Интензитет на смъртността през първата година след раждането» («Интенсивность смертности в первый год после рождения»), «Педиатрия», 1964, № 2.

ЧИСЛО ЖИВОРОЖДЕННЫХ ДЕТЕЙ В НАРОДНОЙ РЕСПУБЛИКЕ
БОЛГАРИИ в 1960 г. и в 1961 г., по календарным месяцам¹

Месяца	1960 г.	1961 г.	Разница
Январь	11526	11562	—36
Октябрь	11762	11465	+297
Ноябрь	9848	9957	—109
Декабрь	10139	10033	+103

¹ «Демографска статистика 1961 г.», Статистически сборник, София, 1962, стр. 9.

«Демографска статистика 1960 г.», Статистически сборник, София, 1962, стр. 28.

По формуле (2) определяем коэффициенты для одно-
дневных интервалов возраста:

$$q_{00} = \frac{M_{00} \cdot 1000}{N + 0,5 \Delta_{31/XI}^I} = \frac{313 \cdot 1000}{137\,861 + 0,5 \cdot 3,4} = 2,2704\text{‰};$$

$$q_{01} = \frac{M_{01} \cdot 1000}{N + 1,5 \Delta_{31/XII} - M_{00}} = \frac{384 \cdot 1000}{137\,861 + 1,5 \cdot 3,4 - 313} = 2,7916\text{‰};$$

$$\begin{aligned} q_{02} &= \frac{M_{02} \cdot 1000}{N + 2,5 \Delta_{31/XII} - M_{00} - M_{01}} = \\ &= \frac{256 \cdot 1000}{137\,861 + 2,5 \cdot 3,4 - 313 - 384} = 1,8663\text{‰}; \end{aligned}$$

.

$$\begin{aligned} q_{014} &= \frac{M_{014} \cdot 1000}{N + 14,5 \Delta_{31/XII} - M_{00} - M_{01} - \dots - M_{013}} = \\ &= \frac{50 \cdot 1000}{137\,861 + 14,5 \cdot 3,4 - 313 - 384 - \dots - 53} = 0,3675\text{‰}. \end{aligned}$$

Используем формулу (4) для расчета q_{15-29} :

$$q_{15-29} = \frac{\frac{1}{15} \cdot 537 \cdot 1000}{137\,861 + 0,75 (+106) - 1916} = 0,2632\text{‰}.$$

По формуле (5) исчислим остальные коэффициенты:

$$q_1 = \frac{\frac{1}{30} M_1 \cdot 1000}{N + \Delta_{xII} + 0,5 \Delta_{xI} - M_{0-29}} =$$

$$= \frac{\frac{1}{30} \cdot 570 \cdot 1000}{137\,861 + 106 + 0,5 (-109) - 2453} = 0,1403\text{‰};$$

$$q_2 = \frac{\frac{1}{30} M_2 \cdot 1000}{N + \Delta_{xII} + \Delta_{xI} + 0,5 \Delta_x - M_{0-29} - M_1} =$$

$$= \frac{\frac{1}{30} \cdot 499 \cdot 1000}{137\,861 + 106 - 109 + 0,5 (+297) - 2453 - 570} = 0,1232\text{‰}.$$

Необходимо отметить, что публикуемые ЦСУ данные о возрасте умерших за один календарный год (табл. 1), строго говоря, не соответствуют предлагаемому методу. ЦСУ считает возраст умерших по числу прожитых календарных дней.

Если ребенок умер в день рождения, то он регистрируется как умерший в возрасте 0 дней; но если ребенок умер на следующий день (дату), то он регистрируется как умерший в возрасте, равном одному дню, не принимая во внимание того, что он мог жить меньше 24 часов, когда его фактический возраст смерти равен 0 дням. Таким путем число детей, регистрируемых как умершие в возрасте 0 дней, занижается за счет числа детей, умерших на второй календарный день жизни, не достигнув возраста, равного 24 часам (1 дню). С другой стороны, число детей, регистрируемых как умершие в возрасте 1 дня, завышается за счет уже упомянутых и занижается за счет умерших на третий календарный день жизни, не достигнув возраста, равного 48 часам (2 дням), и т. д.

Как видно из вышеизложенного, к каждому (регистрационному) возрасту прибавлено некоторое число детей из предыдущего возраста и из каждого возраста исключены дети, которые регистрируются в следующем возрасте. Лишь для возраста, равного 0 дням, при существующем порядке регистрации фактическое число умерших занижается. Эти неточности можно в значительной

степени устранить, если возраст умерших детей регистрировать по прожитым часам. Тогда число умерших в возрасте 0 дней значительно увеличится за счет числа умерших в следующих непосредственно за ним возрастах.

Коэффициенты интенсивности смертности в первый год после рождения необходимы для медицинских исследований. Вот почему, вопреки изложенному, мы считаем целесообразным исчисление таких коэффициентов на основе данных, публикуемых в настоящее время Центральным статистическим управлением. Действительно точные коэффициенты для каждого возраста будут отличаться от исчисленных. Отличия будут наиболее значительными для возраста 0 дней, намного меньше — для непосредственно следующих за ним возрастов и практически будут отсутствовать для возрастов, равных 10—15 дням. В силу этого соотношение интенсивности смертности между отдельными возрастами будет примерно верным¹, однако сравнение коэффициентов для одного и того же возраста, исчисленных для городского и сельского населения, для отдельных округов и для различных календарных лет, будет достаточно надежным.

Предлагаемый метод связан с относительно небольшой по объему вычислительной работой. Получаемые с его помощью возрастные коэффициенты смертности дают возможность проводить более глубокий и точный статистический анализ одного из важнейших демографических явлений — детской смертности

Перевел с болгарского А. Ф. Васютин

¹ Хотя и не вполне точная сравнимость коэффициентов может быть достигнута и в этом случае коэффициент для возраста 0 дней необходимо удвоить ввиду вдвое меньшей по времени возможности смерти поворожденных детей.

Академия наук СССР
Институт научной информации
и фундаментальной библиотеки
по общественным наукам

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
<i>Д. Барши, Э. Тейс.</i> Расчеты воспроизводства населения на основе показателей замещения поколений и модели ста- бильного населения	10
<i>А. Сови.</i> Старение населения и продление жизни	48
<i>И. Фогт.</i> Компоненты числа рождений	59
<i>К. Дзенье, Э. Быковская.</i> Изменения уровня плодovitости женщин в Польше и 16 странах Европы и Северной Аме- рики	80
<i>У. С. Хокинг.</i> Метод прогноза семейного состава населения Великобритании	94
<i>Р. Андорка.</i> Экономические и социальные факторы, опреде- ляющие региональные различия плодovitости в Венгрии	119
<i>Й. Венебиков.</i> Метод определения интенсивности смертности в первый год после рождения	133