

Thermost. AG

НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ ЦСУ СССР
Лаборатория демографии

ДЕМОГРАФИЯ ПОКОЛЕНИЙ

Под редакцией
Р. И. СИФМАН



Издательство «СТАТИСТИКА»
Москва 1972

НОВОЕ В ЗАРУБЕЖНОЙ ДЕМОГРАФИИ

Сборник шестой

Вышли из печати сборники:

1. «РОЖДАЕМОСТЬ И ЕЕ ФАКТОРЫ».
2. «МЕТОДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ».
3. «НАСЕЛЕНИЕ И ЭКОНОМИКА».
4. «ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ ДЕМОГРАФИИ»
5. «ИЗУЧЕНИЕ МНЕНИЙ О ВЕЛИЧИНЕ СЕМЬИ».

Готовится к изданию сборник

«Демографические прогнозы»

ПРЕДИСЛОВИЕ

В период между первой и второй мировыми войнами основные усилия демографов в области усовершенствования методики анализа были направлены на уточнение оценки уровня рождаемости и естественного прироста по данным за календарные годы с элиминированием влияния особенностей возрастной структуры населения. Оценка существующего положения производилась путем определения конечных демографических результатов (конечного числа рождений у женщин, степени воспроизводства), к которым привели бы повозрастные коэффициенты рождаемости и смертности данного календарного года при сохранении их уровня на протяжении жизни поколения. Отсюда концепция «гипотетического», или «условного», поколения, т. е. поколения как абстрактной модели, где заданы демографические характеристики, в противоположность реально существующему (или существовавшему) поколению.

По этим принципам были построены брутто- и нетто-коэффициенты воспроизводства населения, предложенные еще в 80-х годах прошлого века Беком, примененные и популяризованные Кучинским в 20-х—30-х годах настоящего столетия и с тех пор широко используемые в статистической практике. В основном по такому же принципу был построен и «истинный» коэффициент прироста Лотки. Некоторые последующие предложения по уточнению коэффициентов воспроизводства за календарные годы путем учета наряду с возрастом женщины и других важных демографических признаков, таких, как длительность брака, очередность рождения, не получили существенного развития.

Радикальные изменения в методике изучения демографических явлений были произведены в связи с анализом демографических процессов, протекавших после второй мировой войны. Среди демографов все больше

укреплялось мнение, что наблюдающиеся большие колебания рождаемости по отдельным годам не могут быть объяснены с помощью показателей поперечного разреза (по методу условного поколения), т. е. при объединении данных, относящихся к женщинам различных поколений, живущим в одном и том же календарном периоде. Наметилось решающее изменение направления демографического анализа — переход от поперечного анализа к продольному, от условного поколения — к реальному. Большое распространение получило изучение демографических процессов по когортам¹. Метод когорт нашел наибольшее применение в области рождаемости (плодовитости), поскольку в современной демографической ситуации уровень и динамика последней наиболее адекватно характеризуются именно этим методом.

В условиях широкого распространения внутрисемейного планирования деторождения и регулирования как общего числа детей, так и сроков их появления, темпы формирования современной малодетной семьи могут быть разными в различных группах населения, в разных поколениях. Формирование семьи может закончиться уже в молодом возрасте, чему способствует и раннее вступление в брак, но может растягиваться и на более длительный срок. Рождения могут откладываться при неблагоприятных условиях и затем «наверстываться» при их улучшении.

Распределение рождений по периодам жизни женщин может существенно варьировать и независимо от изменений конечного числа рождений (суммарной плодовитости). Текущие колебания рождаемости — это в основном проявление изменений характера этого распределения.

¹ Термином «когорта» в демографии обозначается совокупность лиц, у которых в один и тот же период времени (обычно календарный год) произошло событие, оказывающее влияние на демографические процессы в данной совокупности. Чаще всего в демографических исследованиях когорты формируются по признаку наступления в один и тот же период демографического события, т. е. по признаку вступления в новое демографическое состояние (рождение лиц данной совокупности, достижение возраста начала плодовитости, вступление в брак и т. д.). Совокупность сверстников, т. е. родившихся в один и тот же период, или «поколение», следует рассматривать как один из видов когорт.

Спады и подъемы плодовитости на разных отрезках жизни одной и той же когорты женщин, происходящие в различных календарных периодах, определяются в значительной мере социально-экономическими условиями. Если динамика суммарной плодовитости когорт женщин обусловлена длительными изменениями социальных условий, то динамика уровня плодовитости в отдельных возрастах (сроках длительности брака) находится под влиянием как длительно действующих социально-экономических факторов, так и преходящих условий. Уровень плодовитости женщин различных поколений, одновременно живущих в данном календарном году, таким образом, зависит: а) от основополагающих социальных факторов и длительных тенденций их изменения; б) от преходящих социально-экономических условий и демографических факторов данного календарного периода; в) от предшествующей демографической истории соответствующих когорт женщин, обусловленной влиянием факторов, действовавших в предыдущие годы.

Женщины разных поколений могут иметь не только разные предположения об окончательном размере своей семьи, что проявится в их суммарной плодовитости, но и разное распределение рождений по периодам жизни. И то, и другое обусловит их демографическое поведение в календарном году. Объединение данных о плодовитости определенного года, относящихся к женщинам разных поколений, может в настоящих условиях создать неправильное представление об истинном уровне и динамике рождаемости. Так, например, снижение возраста вступления в брак и скопление в результате этого большого числа молодых брачных пар, имеющих повышенную плодовитость, или наверстывание ранее отложенных рождений, приведет к повышению уровня рождаемости в календарном периоде, который в дальнейшем может и не сохраниться. Использование данных за изолированные календарные годы может, таким образом, привести к ошибочным выводам.

В современной демографической литературе подвергается критике познавательное значение показателей рождаемости (плодовитости) за календарные годы и особенно значение коэффициента суммарной плодовитости «условного» поколения и связанных с ним коэф-

фициентов (брутто и нетто) воспроизводства населения. Было бы, однако, неправильно думать, что эти измерители полностью потеряли свое значение. Ими пользуются и будут, по-видимому, продолжать пользоваться в дальнейшем, поскольку они предоставляют, хотя и условную, и недостаточно углубленную, но повсеместную и текущую информацию о современном уровне рождаемости. Надо полагать, что в дальнейшем в демографии будут использованы оба типа показателей: показатели за календарные периоды и когортные.

При когортном анализе демографические явления прослеживаются по отрезкам жизни. Но течение жизни—это и течение календарного времени. Лица одного и того же поколения находятся в данном возрасте (одного и того же года вступления в брак в данном сроке длительности брака) в определенном календарном периоде. Из этого очевидного факта вытекают важные выводы о связи между показателями за календарные годы и когортными и возможности перехода от одного типа показателей к другим. Так, располагая коэффициентами возрастной плодовитости по календарным годам, можно получить когортные коэффициенты и наоборот.

Из работ, помещенных в настоящем сборнике, концепция плодовитости когорты, многодника вычисления и анализа показателей, главным образом применительно к когортам родившихся в один и тот же период—реальным поколениям, рассматриваются в трудах П. Уэлптона и А. Кэмпбелла «Плодовитость поколений американских женщин» и Н. Райдера «Структура и темп современной плодовитости». Исследование брачной плодовитости, произведенное Э. Г. Якоби по Новой Зеландии («Анализ плодовитости брачных когорт в Новой Зеландии»), дает представление о возможностях определения и анализа плодовитости брачных когорт, т. е. плодовитости женщин, вступивших в брак в одни и те же календарные годы. Полагаем, что советским читателям небесполезно будет познакомиться с этой работой, особенно учитывая, что число исследований, посвященных вопросу о брачной плодовитости когорт, очень ограничено.

Серьезной проблемой в использовании когортных показателей является их «отставание». В то время как показатели за календарные годы характеризуют демографические процессы ближайшего периода, когортные

аккумулятируют изучаемое явление в течение всего истекшего отрезка жизни до момента наблюдения. Большое значение приобретает это «отставание» в анализе плодovitости. Так как наиболее высока плодovitость в молодых возрастах и именно ее уровень оказывает решающее влияние на конечные размеры плодovitости поколения женщин, коэффициенты суммарной плодovitости когорт характеризуют в значительной мере поколение, существовавшее в прошлом.

В настоящей демографической ситуации острота этого вопроса несколько снижается. Если раньше фактический период плодovitости женщины продолжался 30—35 лет, то сейчас в странах, где распространено внутрисемейное регулирование деторождения, оно близко к завершению задолго до исчерпания физиологической плодovitости и осуществляется в течение 10—15 лет брачной жизни. Таким образом, суммарная плодovitость когорты характеризует теперь не столь уже отдаленное прошлое. Несмотря на это, актуальность вопроса об оценке текущей демографической ситуации на основе анализа плодovitости когорт и сейчас еще не уменьшилась. Вопрос этот продолжает привлекать внимание демографов.

Некоторые предложения по методике определения суммарной плодovitости молодых когорт, у которых цикл деторождения к моменту наблюдения еще не закончен, содержатся в вышеупомянутой статье Н. Райдера. Навряд ли предложениями автора можно пользоваться в широкой статистической практике, в которую внедряется в настоящее время когортный анализ плодovitости. Но представляют значительный интерес принципиальные соображения, из которых автор исходил.

В известном отношении примыкает к задаче оценки современного положения рождаемости и исследование Р. Пресса «Интерпретация изменений коэффициента рождаемости за короткие промежутки времени». На основе анализа показателей плодovitости соответствующих когорт Р. Пресса приходит к обобщениям, которые можно сделать о динамике рождаемости исходя из погодных общих коэффициентов рождаемости. Автор приходит к заключению, что изменения погодных коэффициентов в течение продолжительных календарных периодов отражают изменения суммарной плодovitости по-

колений, а колебания тех же показателей за небольшое число смежных календарных лет зависят в основном от изменения распределения рождений у поколений женщин во времени.

Метод когорт может применяться не только при изучении рождаемости и других демографических явлений. Он может оказаться плодотворным при изучении заболеваемости, вопросов образования (на основании прослеживания групп, одновременно начавших обучение на той или иной ступени), изучения производственно-профессиональной деятельности и ряда других явлений социальной жизни.

В данном сборнике мы ограничились демографическими исследованиями.

В отношении брачности «показания» к применению когортного метода в основном те же, что и для плодовитости. Ж.-К. Шатлан и Р. Пресса — авторы статьи «Брачность поколений французов на протяжении столетия», включенной в сборник в качестве примера применения когортного метода при изучении брачности, — отметили, что в отношении брачности прошлое поколений, которым, возможно, пришлось пройти через различные пертурбации, влияет на последующее поведение этих поколений таким образом, что показатели календарного периода не могут претендовать на отражение воздействия только условий какого-либо одного периода. Авторы поставили своей задачей в результате анализа брачности поколений установить не только случайные отклонения в те или иные календарные годы, но и происшедшие фундаментальные изменения в брачности населения Франции.

К явлениям, взаимосвязанным на различных отрезках жизни поколения, относится в известной степени и смертность. Существует гипотеза, что смертность людей данного поколения в старших возрастах может быть обусловлена степенью вымирания в результате высокой или низкой смертности в младших возрастах, в частности лиц с разной жизнеспособностью.

Как указывается в обзоре истории развития метода когорт, составленном Э. Г. Якоби — «Когортный анализ преимущественно как способ измерения плодовитости», — значение его впервые было выявлено при изучении смертности. Однако имеется лишь ограниченное

число работ по изучению смертности реальных поколений. Объясняется это причинами как принципиального, так и технического характера. Условия данного календарного периода (санитарное состояние, достижения медицины, социально-экономические условия) оказывают преимущественное влияние на смертность людей разных поколений, живущих в этом периоде, и значительно меньшее влияние оказывает смертность в каждом из этих поколений в прошлом. Поэтому изучение смертности по календарным периодам и построенные по данным за эти периоды таблицы смертности (таблицы смертности «гипотетического» поколения) имеют большее научное и практическое значение, чем изучение смертности реальных поколений. Кроме того, последнее и технически трудно осуществить. В то время как плодовитость поколения может быть прослежена в современных условиях около 15 лет, прослеживание дожития всех лиц примерно в течение одного поколения требует периода наблюдения около 100 лет. Далеко не по всем странам можно иметь необходимые для этого данные о смертности.

В статье Ж. Легаре «Некоторые соображения по поводу таблицы смертности поколения» освещаются методика и результаты исследования смертности реальных поколений.

Сравнительно новой областью применения метода когорт является изучение миграционных процессов и профессиональной мобильности. Методика исследования изложена в статье Г. Пурше «Опыт когортного анализа географической и профессиональной мобильности».

Стремление охватить в настоящем сборнике работы, характеризующие основные черты применения метода когорт в различных областях демографии, при ограниченном объеме сборника, привело к тому, что ряд исследований можно было дать только в сокращенном виде. Так, из труда П. Уэлптона и А. Кэмпбелла, где впервые обстоятельно разработана система анализа плодовитости реальных поколений женщин, приведены только выдержки, относящиеся к центральным методическим вопросам, и некоторые примеры конкретного анализа.

Надеемся, что этот сборник будет интересен и полезен для советских демографов и социологов.

Р. И. Сифман

*Паскаль К. Уэлптон
и Артур А. Кэмпбелл*

ПЛОДОВИТОСТЬ ПОКОЛЕНИЙ АМЕРИКАНСКИХ ЖЕНЩИН

Pascal K. Whelpton and Arthur A. Campbell, Fertility tables for birth cohorts of american women. — "Vital statistics — Special Reports", vol. 51, 1960, N 1, N. Y.

А. КОНЦЕПЦИЯ ПЛОДОВИТОСТИ КОГОРТЫ

Исходная величина каждой когорты¹ — совокупность девочек, родившихся в двенадцатимесячный период, причем центр периода приходится на 1 января; далее ее составляют доживающие из числа этих родившихся. Когорта определяется по тому году, на который приходится вторая половина периода. Например, женщины, родившиеся с 1 июля 1899 г. по 30 июня 1900 г. включительно, составляют когорту родившихся в 1900 г. Было бы желательно иметь таблицы плодovitости для брачных когорт, т. е. для женщин, вступивших в первый брак на протяжении данного года. К сожалению, по США пока нет данных, необходимых для составления такого рода таблиц.

Метод когорт дает возможность сконцентрировать внимание на плодovitости реальных групп женщин на протяжении последовательных возрастов, а также на их кумулятивной плодovitости и на исчерпанной² плодovitости. Вычисляются³ коэффициенты плодovitости для

¹ Речь идет о когортах по году рождения, которые обозначаются также термином «поколение». — *Прим. ред.*

² В советской демографии чаще пользуются термином «суммарная» плодovitость. Оба термина («суммарная» и «исчерпанная» плодovitость) можно рассматривать как синонимы. — *Прим. ред.*

³ В тексте имеется ссылка на соответствующую таблицу в приложении, которое здесь не приводится. — *Прим. ред.*

женщин каждой когорты, живущих в данном возрасте¹. Эти коэффициенты подобны по своему смыслу и числовому значению тем обычным повозрастным коэффициентам, которыми пользовались в течение длительного времени. Суммируя повозрастные коэффициенты плодovitости для когорты до данного возраста (например, 25, или 34, или 43), получаем кумулятивные коэффициенты количества рождений на 1000 женщин соответствующего возраста. Кумулятивные коэффициенты к возрасту 50 лет (когда, как предполагается, заканчивается период плодovitости) называются коэффициентами исчерпанной плодovitости когорт. Число рождений на 1000 женщин, живущих от данного до следующего возраста (например, от 25 до 30 лет), можно получить путем вычитания одного кумулятивного коэффициента из другого или же путем сложения соответствующих средних повозрастных коэффициентов плодovitости.

1. Коэффициенты за календарные периоды и когортные коэффициенты

До того как начали вычислять коэффициенты плодovitости для когорт, обычно пользовались двумя типами показателей плодovitости. Один из них относится к календарным периодам — обычно принимались периоды в один год или группы от 2 до 5 лет — и представляет собой отношение числа рождений или числа детей к численности женщин или населения в целом. Коэффициент за календарные периоды, которым еще и сейчас наиболее часто пользуются, — это общий коэффициент рождаемости — число рождений на 1000 человек населения. Более очищенные коэффициенты за календарные периоды обычно вычисляются по возрасту матери, очередности рождения ребенка и (или) по семейному состоянию, например первый ребенок на 1000 женщин в возрасте 20—24 года или дети до 5 лет на 1000 женщин, состоящих и состоявших в браке, в возрасте 25—29 лет.

Другой тип показателей плодovitости — это кумулятивный коэффициент, вычисляемый на основе данных переписи населения о числе рождений (до момента

¹ Коэффициенты средней плодovitости на протяжении интервала возраста.

опроса) у женщин, охваченных переписью. Такие коэффициенты подобны (по своему смыслу и по величине) кумулятивным коэффициентам плодовитости в таблицах когорт.

Ежегодно повозрастные коэффициенты плодовитости (показатели первого типа) объединялись в пределах календарного периода задолго до того, как они стали собираться для реальных когорт. Предполагалось, что сумма последовательных повозрастных коэффициентов плодовитости за данный год (или за 2—5-летние периоды) представляет плодовитость гипотетической когорты женщин, которые жили бы от рождения до смерти в условиях рассматриваемого периода. Исходя из повозрастных коэффициентов плодовитости, основанных на числе рождений девочек, был получен брутто-коэффициент воспроизводства женского населения. После внесения поправки на смертность получался нетто-коэффициент воспроизводства женщин и «истинный» коэффициент естественного прироста. Аналогичные коэффициенты были вычислены и для мужчин.

Подобная система измерения плодовитости за календарные периоды соответствует той, которой обычно пользуются актуарии при измерении смертности. Практически все существующие таблицы смертности относятся к гипотетическим группам людей, которые, как предполагается, живут в условиях данного года или краткого периода в несколько лет. Лишь изредка составляются таблицы, прослеживающие смертность реальной группы людей, родившихся примерно в одно время, от рождения до смерти последнего доживающего. Главная причина, почему надо придать таблицам за календарные периоды особое значение, несомненно, заключается в том, что существует лишь небольшое число групп населения, чьи коэффициенты смертности или рождаемости известны для каждого возраста. Другая причина заключается в том, что эти таблицы отражают в обобщенном виде текущую демографическую ситуацию для всех возрастов на протяжении последнего года, тогда как таблицы для реальных когорт либо отражают ситуацию за значительное количество предыдущих лет, либо включают сравнительно небольшое число возрастов. В большей степени это относится к таблицам смертности, нежели к таблицам плодовитости ко-

горт женщин, поскольку жизненный цикл равен примерно 100 годам, тогда как цикл генеративной деятельности женщин длится лишь около 30 лет.

2. Преимущества метода когорт

Рассмотрение реальных когорт в большей степени необходимо при измерении плодовитости, чем при измерении смертности. Каждый человек должен умереть — и умирает только однажды, — но некоторые супружеские пары совсем не в состоянии иметь детей, большинство имеет небольшое число детей (в США менее 5), и только немногие имеют 20 детей и более. Когда люди умирают, они исключаются из базисного населения, служащего для вычисления коэффициентов смертности, и далее уже не оказывают влияния на эти коэффициенты. Напротив, все живущие женщины, независимо от числа рожденных ими детей, остаются в составе населения, по которому вычисляются по возрастные коэффициенты плодовитости.

Другая причина того, что метод когорт в большей степени необходим для изучения плодовитости, нежели смертности, заключается в том, что коэффициенты смертности значительно менее подвержены колебаниям по годам, связанным с сознательными действиями индивидуумов. За небольшим исключением (например, случаи самоубийства или убийства) все люди обычно стараются продлить жизнь, благодаря чему коэффициент смертности имеет тенденцию быть во все времена минимальным. И напротив, в индустриальных странах существует четко выраженная тенденция в периоды процветания сравнительно рано вступать в брак и обзаводиться детьми, но откладывать вступление в брак и деторождение, если экономические условия являются неблагоприятными. Тенденции такого рода особенно ярко выражены в группах, в которых широко распространено пользование эффективными методами контрацепции. Они вызывают значительные колебания как ежегодного коэффициента рождаемости для самих групп, так и коэффициента рождаемости для всей страны, даже если среднее число рождений в семьях с законченной плодовитостью останется почти без изменения.

Применение когортных коэффициентов имеет минимальные преимущества по сравнению с коэффициентами за календарные периоды для стран, где мало практикуется регулирование рождаемости, и максимальные преимущества для тех стран, где большая часть супружеских пар планирует как число детей, так и распределение рождений во времени. Если существует планирование семьи, метод «условного поколения» может привести к невероятным результатам. Это может быть проиллюстрировано следующим образом: предположим, что основное методологическое допущение, принятое при построении таблиц смертности за календарный период или вычислении брутто-коэффициентов воспроизводства, применено для повозрастных коэффициентов первых рождений в США на протяжении 1947 г. Для брутто-коэффициента воспроизводства года y допущение заключается в том, что гипотетическая группа женщин будет иметь в последовательных возрастах плодovitости коэффициенты плодovitости женщин, находящихся в этих возрастах в году y (т. е. в возрасте 14 лет они будут иметь коэффициент плодovitости 14-летних женщин в году y , в 15 лет они будут иметь коэффициент 15-летних женщин в году y и т. д.).

Применяя это допущение к первым рождениям (числу первых рождений на 1000 женщин соответствующего возраста в США в 1947 г.), получаем, что 1000 женщин, доживших до конца периода плодovitости в условиях 1947 г., будут иметь 1290 первых рождений. Это, разумеется, невозможно: 1000 женщин не могут иметь более 1000 первых рождений, даже если они замужем и родили хотя бы одного ребенка. (Рождение двойни не оказывает влияния на сложившуюся ситуацию, поскольку один из близнецов обязательно должен родиться первым; он-то всегда и считается перворожденным). Такого рода фантастические результаты не могут иметь места в таблицах плодovitости когорт.

Одна из проблем, связанных с интерпретацией тенденций и дифференциацией коэффициентов плодovitости за календарные периоды, заключается в том, каким образом надо оценивать степень подверженности их влиянию различного рода факторов. Например, хорошо известно, что различия между общими коэффициентами рождаемости в некоторых странах отражают различия

скорее возрастно-половой структуры населения, чем плодovitости *per se*¹. Воздействие этого фактора можно в значительной мере, если не полностью, проверить с помощью повозрастных коэффициентов или коэффициентов, стандартизованных по возрасту (брутто-коэффициент воспроизводства — один из видов коэффициентов, стандартизованных по возрасту).

На эти коэффициенты, однако, оказывают воздействие два других фактора, а именно: изменения средней величины исчерпанной плодovitости когорт (число рождений на женщину, дожившую до конца периода плодovitости) и изменения в распределении рождений у когорт во времени, которое формирует исчерпанную плодovitость вне зависимости от ее абсолютной величины.

Изменения среднего размера исчерпанной плодovitости когорт, если они сохраняются, могут привести к переходу годовых коэффициентов плодovitости с одного уровня на другой. Напротив, изменения в распределении рождений оказывают наибольшее воздействие на годовые коэффициенты тогда, когда они имеют место, а в дальнейшем это воздействие может прекратиться.

Таблицы плодovitости когорт, хотя и не предоставляют всей информации, необходимой для измерения эффекта воздействия изменений в размерах исчерпанной плодovitости и особенно в характере распределения рождений во времени, но все же оказывают существенную помощь в этом отношении. Например, благодаря когортному анализу мы установили, что низкие коэффициенты рождаемости во время депрессии 30-х годов и более высокие коэффициенты в начале 40-х годов в значительной степени объясняются тем, что женщины когорт 1906—1915 гг. (которым в 1930 г. было 15—24 года, а в 1940 г. — 25—34 года) откладывали рождение с более раннего на более поздний период. Менее определенные объяснения могли быть получены в 1959 г. относительно высоких коэффициентов рождаемости — общих и повозрастных — в период 1947—1957 гг. Все же из когортных таблиц видно, что коэффициенты для первого рождения были необычайно вы-

¹ Самой по себе — лат. — Прим. перев.

соки в послевоенный период главным образом за счет того, что женщины начинали формировать семью в более раннем возрасте, а то, что меньше женщин оставались бездетными, имело лишь второстепенное значение.

Б. ТАБЛИЦЫ ПЛОДОВИТОСТИ КОГОРТ

1. Повозрастные коэффициенты плодovitости в когортных таблицах

Повозрастной коэффициент плодovitости для календарного года определяется как отношение числа рождений в течение года y у женщин в возрасте x лет при родах к числу человеко-лет, прожитых женщинами в возрасте x лет в течение года y .

Последнее обычно принимается равным или численности женщин в возрасте x лет в середине года y , или средней величине из численности женщин в этом возрасте на начало и на конец года y . Любое из этих приближенных значений достаточно близко к точной численности для большинства возрастов в большинстве лет за исключением тех случаев, когда имеются сравнительно большие различия между численностью женщин в возрасте x лет в середине года y и средней численностью в возрасте $x-1$ и $x+1$, или, иными словами, между численностью женщин в данной когорте и средней численностью в предыдущей и последующей когорте.

Для повышения точности повозрастных коэффициентов плодovitости в таблицах когорт была разработана и использована более совершенная методика исчисления количества человеко-лет, которые женщина живет в возрасте x лет в году y . Результат получался путем сложения $1/3$ численности женщин в возрасте $x-1$ лет в середине года y , $2/3$ численности в возрасте x лет и $1/3$ в возрасте $x+1$ лет.

2. Как вычисляются кумулятивные коэффициенты

Важно отметить, что годовые коэффициенты характеризуют плодovitость в соответствующих возрастах на протяжении календарных лет, а кумулятивные коэффициенты — к точному возрасту (или вплоть до точного

возраста) на *начало* календарного года. Например, сложение ежегодных коэффициентов плодovitости когорты 1930 г. в возрасте 11 лет в 1911 г., в возрасте 15 лет в 1945 г. и так далее вплоть до возраста 27 лет в 1957 г. дает кумулятивные коэффициенты к 1 января 1958 г., когда члены когорты были в возрасте 28 лет плюс-минус не более 6 месяцев и их средний возраст практически точно был равен 28 годам.

Следует также помнить, что согласно терминологии, принятой в настоящей работе, кумулятивный коэффициент плодovitости для когорты к *точному возрасту* x не включает в себя коэффициент на протяжении *возраста* x лет.

Предполагается, что кумулятивные коэффициенты к данному точному возрасту отражают плодovitость тех женщин в когорте, которые дожили до этого возраста. Это, может быть, и не совсем верно, так как сумма повозрастных коэффициентов плодovitости когорты до, например, точного возраста 30 лет учитывает и рождения у женщин, умерших в возрасте до 30 лет. Нет точной информации относительно различия между коэффициентами плодovitости в данном возрасте для женщин, доживших и не доживших до последующего возраста, но, видимо, если такого рода различия и существуют, то они незначительны. Однако, даже если бы они и были значительными, они все равно оказали бы лишь небольшое воздействие на рассматриваемые кумулятивные коэффициенты, поскольку даже в когортах 80-х годов прошлого века из девочек, достигших 14 лет, около 20% не дожили до 50 лет. Таким образом, мы имеем законное основание утверждать, что кумулятивные коэффициенты плодovitости для когорт, получаемые путем сложения ежегодных повозрастных коэффициентов плодovitости, дают весьма близкое значение плодovitости женщин, живущих в любом возрасте до 50 лет.

В. ИЗМЕНЕНИЯ В КУМУЛЯТИВНЫХ КОЭФФИЦИЕНТАХ КОГОРТ

До совсем недавнего времени тенденциям изменения кумулятивных коэффициентов уделялось недостаточно внимания. По самой природе этих коэффициентов их динамика отражает тенденции изменения годовых коэффициентов плодovitости в молодых возрастах

на протяжении ранних лет. В общем, колебания от года к году меньше для кумулятивных коэффициентов, чем для годовых коэффициентов из-за сглаживания, которое имеет место при сложении повозрастных коэффициентов до данного возраста для получения кумулятивного коэффициента к данному возрасту.

Величины суммарной плодовитости. Одна из наиболее важных тенденций, выявленных по кумулятивным коэффициентам плодовитости, — это значительное снижение величины суммарной плодовитости, происшедшее на протяжении многих лет. Коэффициент плодовитости на 1000 женщин, доживших до возраста 50 лет, составлял приблизительно 4370 в начале 1917 г. (когорта 1867 г.), но резко снизился у последующих групп и к 1958 г. составил только 2279 для когорты 1908 г. (нижняя линия на рис. 1). На протяжении 41 года коэффициент снизился почти на 50%.

Интенсивное снижение величины суммарной плодовитости было и у более ранних когорт. Исходя из данных переписи 1910 г. для женщин от 45—49 до 70—74 лет численность детей, когда-либо рожденных на 1000 женщин (что соответствует кумулятивному коэффициенту плодовитости к возрасту 50 лет, который дает таблица когорт), снизилась почти на 1/7 от когорт 1836—1840 гг. до когорт 1861—1865 гг.¹ Данные относительно более ранних когорт менее полны и надежны, но для женщин, которые достигли средних лет в период конца колонизации Америки и в ранний период создания Федерации, вероятно, были 8000 рождений (возможно, несколько больше или меньше) на 1000².

Таким образом, видно, что коэффициент суммарной плодовитости для когорты 1908 г. составляет лишь немногим более 1/4 коэффициента для когорт полуторавковой давности.

Происходившее длительное время снижение среднего числа рождений на одну женщину (когда-либо со-

¹ U. S. Bureau of the Census, Special Reports of the Sixteenth Census, Differential Fertility 1940 and 1910—Fertility for States and Large Cities, Washington, 1943, p. 15.

² The Fertility of American Women, by W. H. Grabill, C. V. Kiser and P. K. Whelpton, John Wiley and Sons, Inc., New York, 1958, p. 5.

стоящую в браке) прекратилось и сменилось ростом в когортах последних лет, как это видно по изменению кумулятивных коэффициентов для всех рождений в молодых возрастах. Коэффициент для возраста 40 лет

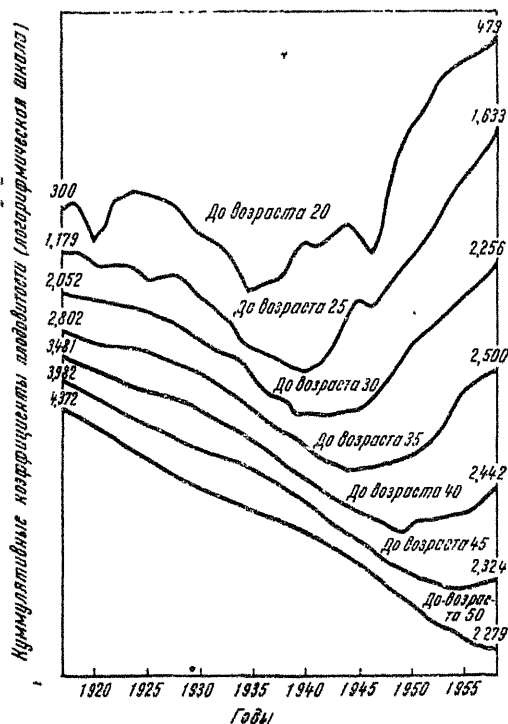


Рис. 1. Кумулятивные коэффициенты плодородности до отдельных возрастов для женщин, достигших этих возрастов к началу каждого года, 1917—1958 гг.

поднялся с низкого уровня 2154 рождений в 1949 г. (когорты 1909 г.) до 2442 рождений в 1958 г. (когорты 1918 г., рис. 1).

Еще большее увеличение наблюдается для возраста 35 лет — на 32% с 1944 по 1958 г. (от когорты 1909 г. до когорты 1923г.). Но и это увеличение, в свою оче-

редь, было превзойдено увеличением кумулятивного коэффициента для возраста 30 лет, который, имея минимальную величину 1467 в начале 1941 г. (когорта 1911 г.), впоследствии поднялся до 2256 к 1958 г. (когорта 1928 г.). Хотя женщины в когортах 1911—1927 гг. на 1 января 1958 г. не достигли еще конца периода плодovitости, число рожденных ими детей уже превысило окончательное число рождений в когорте 1909 г. Тот факт, что женщины в возрасте 31—34 лет в 1958 г. уже были более плодовиты, чем женщины в возрасте 45—50 лет, поистине удивителен.

Для когорт последних лет наблюдается еще большее увеличение коэффициентов плодovitости в возрастах, начавших формирование семьи к 1958 г. Например, в когорте 1933 г. было 1633 рождения на 1000 женщин, доживших до возраста 25 лет, т. е. почти в два раза больше соответствующей величины для когорты 1915 г. (к 1940 г.). Аналогичным образом коэффициент плодovitости к возрасту 20 лет составил для когорты 1938 г. 479, что вдвое превышает минимальную величину (240 в 1935 г. для когорты 1915 г.).

Кумулятивные коэффициенты по очередности рождений.

Тенденции кумулятивных коэффициентов плодovitости разнятся в значительной степени в зависимости от очередности рождений. Коэффициент суммарной плодovitости (конечное число) первых рождений оставался совершенно стабильным, лишь снизившись с величины порядка 831 для когорты 1876 г. (в 1926 г.) до 775 для когорты 1910 г. (в 1960 г.) (рис. 2). Напротив, коэффициент суммарной плодovitости для восьмого и последующих рождений резко сократился — с почти 434 до 111. Для рождений от второго до седьмого порядка наблюдались промежуточные тенденции. Такого рода различия подтверждают, что уменьшение среднего размера семьи (среднего числа рождений на одну женщину, когда-либо состоявшую в браке) происходило лишь в небольшой степени за счет увеличения числа бездетных или малодетных семей, а в большей степени — за счет уменьшения числа многодетных семей с пятью рожденьями и более.

Как для ранних возрастов периода плодovitости, так и для поздних возрастов существуют серьезные

различия в тенденциях кумулятивных коэффициентов по очередности рождений. С одной стороны, наблюдается определенный рост числа первых рождений, с другой—коэффициент для восьмого и последующих рождений будет по-прежнему снижаться в течение некоторого

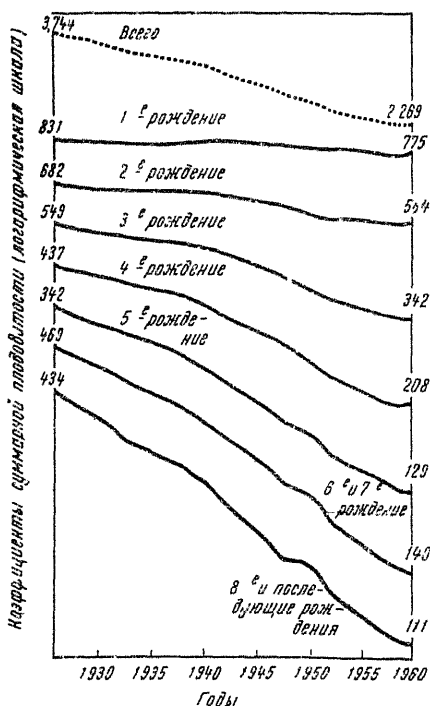


Рис. 2. Коэффициенты суммарной плодородности по очередности рождения для женщин, достигших 50 лет к началу каждого года, 1926—1960 гг.

времени. Возможно, что это снижение станет менее интенсивным, но нет никакой уверенности в том, что оно прекратится в ближайшие 10—20 лет, или же в том, что в последующие годы произойдет существенное увеличение коэффициента.

Доказательством наличия значительного увеличения первых рождений может служить тот факт, что

коэффициент суммарной плодовитости для когорты 1910 г. оказался еще больше у женщин когорт 1929—1931 гг. уже в возрасте до 27 лет, а женщин когорт 1925—1928 гг. — до 28 лет. Более того, можно с уверенностью утверждать, что число бездетных среди этих молодых женщин будет меньшим по сравнению с их бабушками и прабабушками. Например, оценка, основанная на численности когда-либо рожденных детей по переписи 1910 г., показывает, что на 1000 женщин когорт 1861—1865 гг., доживших до 50 лет, было примерно 880 первых рождений. Эта цифра была превышена уже два-три десятилетия спустя женщинами когорт 1920—1922 гг. Возможно, что конечное число (суммарная плодовитость) первых рождений у них составит 900 на 1000. Если 900 женщин на каждую тысячу будут иметь первого ребенка, то бездетным останутся лишь 100 женщин. Часть из них никогда не вступит в брак, а остальные, хотя и выйдут замуж, не будут иметь детей из-за пониженной физиологической плодовитости или бесплодия (их или их мужей). Когда принимается поправка за счет этих групп, то становится ясным, что лишь сравнительно небольшое число женщин этих когорт, состоящих в браке, остается бездетным по собственному желанию.

Наибольший подъем в настоящее время касается второго рождения. Например, кумулятивный коэффициент когорты 1923 г. к возрасту 35 лет (в 1958 г.) для вторых рождений превысил уровень когорты 1909 г. на 212 при превышении для первых рождений на 135 (табл. 1).

Аналогичным образом более существенное увеличение для второго, нежели для первого, рождения наблюдается у женщин когорты 1928 г., достигших возраста 30 лет (к 1958 г.). Меньшее различие отмечается для когорты 1938 г. к возрасту 25 лет.

Что касается третьего рождения, то кумулятивные коэффициенты в табл. 1 свидетельствуют о все продолжающемся приросте, который по абсолютной величине уступает тому, что наблюдается для второго рождения, но все же относительно достаточно велик.

Для рождений более высоких очередностей снижение кумулятивных коэффициентов плодовитости для молодых возрастов продолжалось вплоть до последних ко-

САМЫЕ НИЗКИЕ И ПОСЛЕДНИЙ КУМУЛЯТИВНЫЙ КОЭФФИЦИЕНТЫ ПЛОДОВИТОСТИ ПО ОТДЕЛЬНЫМ ВОЗРАСТАМ, ПО ОЧЕРЕДНОСТИ РОЖДЕНИЯ И ПРИРОСТ ОТ САМОГО НИЗКОГО ДО ПОСЛЕДНЕГО КОЭФФИЦИЕНТА ДЛЯ ВСЕХ ЖЕНЩИН КОГОРТ 1876—1943 ГГ.

Очередность рождения	Точные возрасты					
	25		30		35	
	когорты	коэф- фициенты	когорты	коэф- фициенты	когорты	коэф- фициенты
Первое рождение						
Самый низкий коэффициент	1915	481	1910	651	1909	730
Последний коэффициент	1933	747	1928	838	1923	865
Прирост		266		187		135
Второе рождение						
Самый низкий коэффициент	1915	228	1911	395	1909	493
Последний коэффициент	1933	501	1928	670	1923	705
Прирост		273		285		212
Третье рождение						
Самый низкий коэффициент	1915	94	1913	199	1909	277
Последний коэффициент	1933	232	1928	388	1923	431
Прирост		138		187		154
Четвертое рождение						
Самый низкий коэффициент	1915	36	1915	101	1909	161
Последний коэффициент	1933	91	1928	190	1923	230
Прирост		55		89		71
Пятое рождение						
Самый низкий коэффициент	1915	12	1915	51	1915	88
Последний коэффициент	1933	33	1928	88	1923	120
Прирост		21		37		32
Шестое и седьмое рождения						
Самый низкий коэффициент	1915	5	1915	37	1915	81
Последний коэффициент	1933	14	1928	61	1923	102
Прирост		9		24		21

¹ Каждый из самых низких коэффициентов — по состоянию на 1 января одного из годов 1940—1950 например, самый низкий кумулятивный коэффициент плодовитости к точному возрасту 30 лет для когорты 1910 г., достигшей точного возраста 30 лет 1 января 1940 г. Коэффициенты последнего рождения все по состоянию на 1 января 1958 г.

Очередность рождения	Возраст					
	35		30		25	
	когорты	коэффициенты	когорты	коэффициенты	когорты	коэффициенты
Восьмое и последующие рождения						
Самый низкий коэффициент		1915	8	1915	35	
Последний коэффициент		1928	14	1923	44	
Прирост			6		9	

горт; последовавший затем подъем был меньше по абсолютной величине (но не по относительной). Самые низкие коэффициенты для первых-четвертых рождений к возрасту 35 лет были в когорте 1909 г.; что касается рождений более высоких очередностей, то последнее место занимает когорта 1915 г. Однако тенденция менее ярко выражена для коэффициентов к возрасту 30 лет, а к возрасту 25 лет когорта 1915 г. имеет самые низкие коэффициенты для каждой очередности рождения. Последнее увеличение коэффициентов имеет большую значимость для более ранней очередности рождений, это подтверждается тем, что увеличение коэффициента для третьих рождений к возрасту 35 лет превышает увеличение коэффициентов для всех последующих очередностей рождения, вместе взятых (154 в сравнении со 133, табл. 1).

Более того, 3/4 прироста кумулятивного коэффициента для всех рождений к возрасту 35 лет приходится на долю первого, второго и третьего рождения и лишь 1/4 — на четвертое и последующие рождения. Эта разница даже еще значительнее для молодых возрастов. Это естественно, поскольку большая доля рождений низких очередностей падает на эти возраста.

Будет ли увеличение кумулятивных коэффициентов плодовитости, наблюдающееся у молодых когорт в сравнении с предшествующими, в старших возрастах таким же значительным, каким оно было в возрастах, достигнутых к началу 1958 г.? Окончательный ответ

почти наверняка будет отрицательным, поскольку значительная часть различий относительно уменьшилась, а большинство различий уменьшится абсолютно. Причина этого заключается в том, что недавнее интенсивное увеличение кумулятивных коэффициентов в молодых возрастах отражает в значительной степени тенденцию все большего числа женщин вступать в брак и обзаводиться детьми в более раннем возрасте, чем прежде, а не только тенденцию к увеличению исчерпанной плодovitости. Но, несмотря на то что эти молодые когорты имели необыкновенно малые коэффициенты плодovitости, в старших возрастах периода плодovitости коэффициент исчерпанной плодovitости будет по-прежнему увеличиваться, по крайней мере, до тех пор, пока когорты 20-х годов не достигнут возраста 50 лет в 70-е годы.

Коэффициенты исчерпанной плодovitости для когорт и календарных периодов. Ниже проводится сравнение между кумулятивными коэффициентами реальных когорт, живущих на протяжении известного периода времени, и кумулятивными коэффициентами для календарных периодов (т. е. для гипотетических когорт, о которых предполагается, что они живут в условиях, существующих в течение одного года или небольшого числа лет). Как уже отмечалось, большинство таблиц смертности, а также брутто- и нетто-коэффициентов воспроизводства из числа опубликованных за последнее время относятся к календарным периодам. Коэффициент исчерпанной плодovitости для женщин, доживших до возраста 50 лет, в реальной когорте представляет собой сумму повозрастных коэффициентов плодovitости данной когорты в отдельные календарные годы, в которых они находились до 50 лет. Напротив, коэффициент исчерпанной плодovitости для женщин, доживших до возраста 50 лет в гипотетической когорте, представляет собой сумму коэффициентов плодovitости в данный год для отдельных когорт, еще не достигших возраста 50 лет.

Два типа коэффициентов исчерпанной плодovitости изображены в графическом виде на рис. 3 с лагом в 25 лет, т. е. коэффициент для реальной когорты 1920 г. откладывается на той же вертикальной оси, что и коэффициент для гипотетической когорты 1945 г. Двадцати-

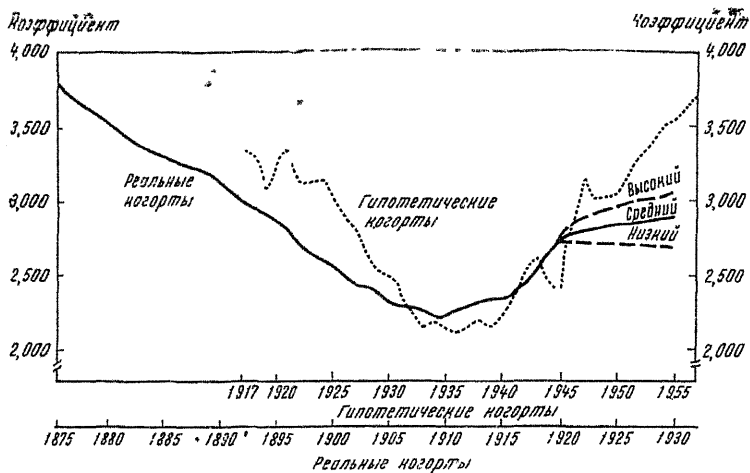


Рис 3 Коэффициенты суммарной плодовитости для женщин (1) в реальных когортах 1876—1930 гг. и (2) в гипотетических когортах 1917—1957 гг

пятилетний лаг принят потому, что медианный возраст женщины при рождении детей составляет 25,7 года для когорт 1891—1920 гг. Другими словами, коэффициент исчерпанной плодовитости для каждой реальной когорты откладывается на линии того календарного года, до которого произошла приблизительно половина всех рождений у этой когорты. Сходство тенденций в прошлом поразительно; коэффициент исчерпанной плодовитости как для реальных, так и для гипотетических когорт значительно снижается на протяжении многих лет, а затем начинает увеличиваться. В настоящее время удалось обнаружить, что, по крайней мере, в течение нескольких лет подъем для реальных когорт имеет сходство с направлением изменений у гипотетических когорт. Как можно было ожидать, исходя из природы коэффициентов, колебания от года к году были значительно меньше для реальных, нежели для гипотетических групп. Другими словами, изменения в распределении рождений во времени имели незначительное (если вообще какое-либо) воздействие на коэффициенты исчерпанной плодовитости для реальных когорт, но су-

щественно влияли на коэффициенты гипотетических когорт.

Представляющие интерес различия между двумя рядами коэффициентов заключаются в следующем: ранний спад был интенсивнее для гипотетических когорт, нежели для реальных, и коэффициенты гипотетических когорт достигли более низкого уровня. Возможно, что это отражает в значительной степени воздействие изменений в характере распределения рождений во времени. Как будет показано ниже, необычно малые ежегодные коэффициенты рождаемости и брутто-коэффициенты воспроизводства в 30-е годы в значительной мере объяснялись тем, что в годы депрессии большое число рождений откладывалось.

Меньший прирост для реальных когорт по сравнению с гипотетическими, как это видно в центре правой стороны графика на рис. 3, может быть подвергнут сомнению, поскольку коэффициенты для реальных когорт представляют собой оценки, в большинстве своем основанные на данных мнений об ожидаемых рождениях, сообщенных состоящими в браке белыми женщинами в возрасте от 18 до 39 лет при выборочном обследовании 1955 г.¹

Различие, однако, представляется разумным, поскольку коэффициент для гипотетических когорт в последние годы в значительной степени завышен благодаря возникшей тенденции вступать в брак и обзаводиться детьми в молодом возрасте.

Г. ПРИМЕРЫ ПРИМЕНЕНИЯ КОЭФФИЦИЕНТОВ ПЛОДОВИТОСТИ КОГОРТ

Коэффициенты плодовитости когорт могут быть использованы и для иных целей, чем описание прошедших тенденций. Одна из наиболее важных областей их применения — это подготовка проектов прогнозов числа рождений и численности населения подобно тем, которые были произведены авторами настоящей работы для США в 1958 г. Два других возможных способа

¹ Ronald Freedman, Paskal K. Whelpton, and Arthur A. Campbell, *Family Planning, Sterility and Population Growth*, McGraw-Hill Book Company, Inc., New York, 1959.

применения коэффициентов плодovitости когорт описаны ниже. В первом рассматриваются источники послевоенного «baby-boom», а во втором — сравнительный эффект изменений коэффициентов плодovitости для различных очередностей рождения и изменения распределения этих рождений во времени.

Источники послевоенного «baby boom» в США

На протяжении так называемого «десятилетия депрессии» в 30-е годы численность рождений была относительно невелика, и общий коэффициент рождаемости достиг минимального когда-либо наблюдавшегося уровня. В 30-е годы было рождено лишь около 24 400 000 детей, тогда как в 10-е — 28 800 000, и коэффициент рождаемости снизился с 29,1 до 19,2 на 1000 человек. Напротив, к 1945—1954 гг. половина потерь коэффициента рождаемости была восполнена, и цифра 36 800 000 новорожденных не только превзошла соответствующую величину для десятилетия депрессии на 51%, но и явилась новым рекордным показателем. Информация, почерпнутая из таблиц плодovitости когорт, дает возможность определить влияние различного рода факторов на это изменение. Здесь мы попытаемся определить влияние: а) большего числа женщин; б) более высокого коэффициента первых рождений; в) большего числа рождений, приходящегося на одну мать (т. е. на женщину, родившую, по крайней мере, одного ребенка).

Методика. Для каждой когорты женщин, чей возраст плодovitости приходился на 1930—1939 гг. и на 1945—1954 гг., нам известны (для каждого года этих десятилетий): а) численность женщин; б) кумулятивный коэффициент первых рождений на 1000 женщин (доля женщин, ставших матерями); в) кумулятивное число рождений на 1000 матерей (на 1000 женщин, имевших первое рождение); г) общая численность рождений¹. Поскольку пункт «г» является производным от пунктов

¹ Кумулятивные коэффициенты первых рождений отражают численность женщин, имевших первого ребенка (ставших матерями) на 1000 женщин, доживших до каждого точного возраста. Разделив кумулятивный коэффициент для всех рождений до данного возраста на кумулятивный коэффициент для первых рождений, получаем кумулятивный коэффициент для всех рождений в среднем на 1 мать

«а», «б» и «в», изменение численности рождений может быть объяснено исходя из изменения пунктов «а», «б» и «в»¹. Наша задача — подсчитать число рождений, которые каждая когорта имела бы в течение 1945—1954 гг., если бы из трех рассматриваемых переменных две остались бы на уровне 1930—1939 гг., но третья была бы на уровне 1945—1954 гг. Приняв в пункте «а» численность женщин 1930—1939 гг. и 1945—1954 гг., но используя в пунктах «б» и «в» коэффициенты только 1930—1939 гг. и сравнив полученное число рождений с фактическим числом в 1930—1939 гг., мы получаем оценку того, в какой степени фактор большего числа женщин в 1945—1954 гг. оказал влияние на «baby-boom» этого периода. Таким же образом, изменяя пункт «б» и оставляя постоянными пункты «а» и «в», мы получаем оценку воздействия фактора «б». Для упрощения подачи материала и обсуждения результаты будут рассмотрены для групп когорт.

Сумма изменений, вызываемых отдельно факторами «а», «б» и «в» для каждой группы когорт, несколько меньше, чем разность между числом рождений в 1930—1939 гг. и 1945—1954 гг., за счет так называемого «взаимодействия». Это можно проиллюстрировать с помощью простого примера: прирост на 5% численности женщин в когорте или кумулятивного коэффициента первого рождения мог бы увеличить число первых рождений на 5%. Но если оба прироста имеют место одновременно, число первых рождений возрастает на 10,25%, а не на 10%, потому что $(1,05 \times 1,05) - 1,00 =$

¹ (1) Умножив число женщин в данной когорте по состоянию на 1 января года y на кумулятивный коэффициент первого рождения в данной когорте вплоть до данного года, получим число тех женщин, которые стали матерями; (2) умножив число матерей, полученное выше в пункте 1, на кумулятивный коэффициент для всех рождений, вычисленный по отношению к числу матерей, получим общее число рождений всех женщин в когорте, живущих в соответствующее время; (3) проделав вычисления по пунктам 1 и 2 для последующего года, вычтя число рождений, полученное в пункте 2, и сделав поправку на число рождений у женщин, которые умерли в этот промежуток времени, получим численность рождений в когорте на протяжении данного года. (Простой и приближенно правильный способ определения поправки на число рождений у умерших женщин заключается в том, что численность населения на середину года берут в качестве численности населения на начало и на конец года.)

$\approx 0,1025$ Для рассматриваемой проблемы представляет- ся приблизительно верным пропорциональное распреде- ление взаимодействия среди трех факторов.

Результаты. Как этого и следовало ожидать, пре- вышение числа рождений в 1945—1954 гг. по сравне- нию с 1930—1939 гг. было особенно значительно для женщин, чей возрастной интервал 19 - 30 лет пришелся частично на данное десятилетие. Может показаться удивительным, что эти возраста дали также и значи- тельный относительный прирост рождений. Наибольшее как относительное, так и абсолютное увеличение на- блюдалось у женщин, которые в начале десятилетия были в возрасте 20—24 года. Только в поздних возра- стах плодовитости отмечались снижение или незначи- тельный прирост.

Наиболее примечательный результат заключается в том, что для более высокой плодовитости в послевоен- ное десятилетие значение увеличения пропорции жен- щин, ставших матерями (родивших своего первого ре- бенка), в два раза превышает эффект воздействия двух других факторов, вместе взятых. Если взаимодействие распределяется пропорционально, $2/3$ прироста могут быть отнесены за счет более высоких коэффициентов первых рождений в рассматриваемых возрастах. Общее увеличение численности женщин оказывает несколько большее влияние, чем большие размеры семей у жен- щин, имеющих детей (большее общее число рождений на одну женщину, имевшую хотя бы одно рождение).

Увеличение коэффициента первых рождений имело не только значительно более существенный общий эф- фект воздействия, но также было единственным из всех трех рассматриваемых факторов, оказавших положи- тельное влияние в каждом возрасте (рис. 4). Тот факт, что в 1945—1954 гг. число женщин в средних возрастах плодовитости было большим, чем в 1930—1939 гг., ока- зал существенное влияние на послевоенный «baby-boom», но что касается молодых возрастов, то там было скорее меньше женщин, имеющих тенденцию к сниже- нию рождаемости. Аналогичным образом тот факт, что матери в молодых и средних возрастах плодовитости в 1945—1954 гг. имели большее число рождений (на од- ну женщину), чем в 1930—1939 гг., вызвал некоторое увеличение плодовитости, но меньшее число рождений

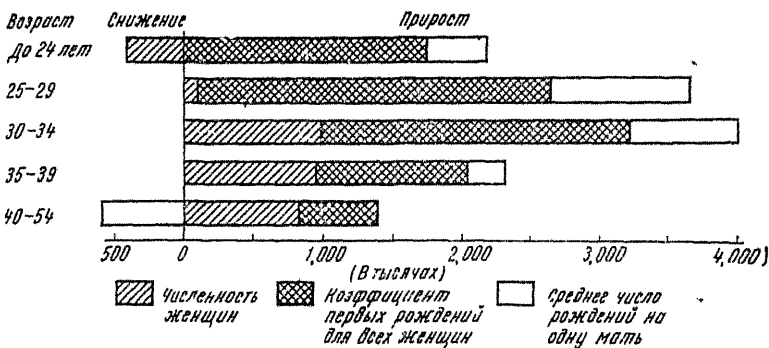


Рис 4 Прирост или снижение числа рождений в 1945—1954 гг по сравнению с 1930—1939 гг в зависимости от изменений (1) численности женщин, (2) коэффициентов первых рождений для всех женщин и (3) среднего числа для рождений на одну мать по возрасту к концу десятилетия

(на одну женщину) у матерей старших возрастов имело тенденцию вызывать ее снижение. Последняя противоположность является одним из следствий длительного уменьшения среднего числа рождений на женщину, достигшего, очевидно, самого низкого уровня у когорт 1907—1911 гг.

Изменения численности женщин были самым важным фактором (из трех) при увеличении числа рождений для старших возрастов плодovitости, но вторым по значению — для средних возрастов плодovitости и последним — для молодых возрастов. Фактор наличия большего числа рождений у женщин, имеющих детей, был вторым по значению для молодых возрастов и последним — для прочих возрастов. Более высокие коэффициенты первых рождений оказали наибольшее воздействие на прирост для молодых и средних возрастов и были вторыми по значению для старших возрастов.

Результаты для всех возрастов сведены в табл. 2. Если взаимодействие распределяется пропорционально, $2/3$ прироста числа рождений в 1945—1954 гг. могут быть отнесены за счет более высоких коэффициентов первых рождений, около $1/5$ — за счет боль-

ВОЗДЕЙСТВИЕ ТРХ ФАКТОРОВ НА УВЕЛИЧЕНИЕ ЧИСЛА РОЖДЕНИЙ
И НА БОЛЕЕ ВЫСОКИЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ РОЖДАЕМОСТИ
В 1945—1954 гг. ПО СРАВНЕНИЮ С 1930—1939 гг. (в %)

Фактор	Число рождений		Коэффициент рождаемости	
	на 1000 женщин	с пропорциональным распределением взаимодействий	всего от всех факторов	с пропорциональным распределением взаимодействия между факторами
А	Б	В	Г	Д
Большая численность женщин	17,5	18,8		
Большая доля женщин, становящихся матерями	61,7	66,5	74,8	81,9
Более высокие коэффициенты рождаемости на мать	13,6	14,7	16,5	18,1
Взаимодействие	7,2		8,7	
Всего	100,0	100,0	100,0	100,0

шей численности женщин и 1/7 — за счет большего числа рождений на мать (столбцы Б и В). Соответствующие результаты для общего коэффициента рождаемости приводятся в столбцах Г и Д. Более высокий общий коэффициент рождаемости в 1945—1954 гг. по сравнению с 1930—1939 гг. в первую очередь может быть отнесен на счет более высоких коэффициентов первых рождений на 1000 женщин и лишь в незначительной степени — на счет более высоких коэффициентов для всех рождений на 1000 матерей (табл. 2, столбцы Г и Д). Тенденция большего числа женщин обзаводиться семьями в 1945—1954 гг. была в 4—5 раз более значимой по сравнению с тенденцией женщин, уже имеющих детей, увеличивать свои семьи.

С помощью таблиц плодovitости когорт можно объяснить воздействие и иных комбинаций факторов. Например, используя кумулятивные коэффициенты для второго, третьего и последующих рождений на 1000 женщин вместо коэффициентов для всех рождений на 1000 матерей, можно измерить сравнительное воздействие изменений коэффициентов для любой очередности рождений. В качестве другой желательной комбина-

ции можно называть следующую: а) численность женщин; б) коэффициент первых браков; в) коэффициент первых рождений у женщин, состоящих и состоявших в браке; г) коэффициенты всех рождений, вычисленные на одну мать. Такого рода комбинация может быть использована позже, когда можно будет получить коэффициенты брачности и коэффициенты плодовитости для женщин, состоящих и состоявших в браке.

МЕТОДОЛОГИЧЕСКОЕ ПРИЛОЖЕНИЕ

Метод оценки численности женщин в когортах 1875—1943 гг.

Мы пользуемся в качестве знаменателя коэффициента рождаемости (плодовитости) для возраста x лет в календарном году y средним числом женщин, которые на протяжении года y находятся в возрасте от точного возраста x до $(x+1)$, т. е. те, кому сейчас x лет или x лет исполнилось в прошлый день рождения. В идеале, чтобы получить такой знаменатель, нужно было бы установить численность населения в возрасте x лет на каждый день года и затем определить среднюю величину. Но это практически невыполнимо. Каким же образом мы можем приблизительно определить необходимую величину знаменателя? Рассмотрим графическое выражение этой задачи, как оно представлено на рис. 5, где дата рождения трех когорт (1919, 1920 и 1921 гг.) нанесена против даты достижения возраста 20 или 21 год в 1940 г. Расстояние по горизонтали между прямыми, относящимися к возрасту 20 лет и 21 год, а также началу или концу 1940 г. (заштрихованный участок рисунка) — это число дней в 1940 г., когда женщины с какой-либо определенной датой рождения (которая отложена на вертикальной оси) были в текущем возрасте 20 лет. Например, женщины когорты 1920 г., родившиеся 1 июля 1919 г., были в возрасте 20 лет в течение половины 1940 г. Если бы нам была известна численность женщин, доживших до каждого дня 1940 г., которые родились в каждый из дней в интервале между 1 января 1919 г. и 31 декабря 1920 г., мы могли бы взвесить каждую из этих величин по числу дней в 1940 г., в котором эти женщины были в воз-

Когорты Даты рождения

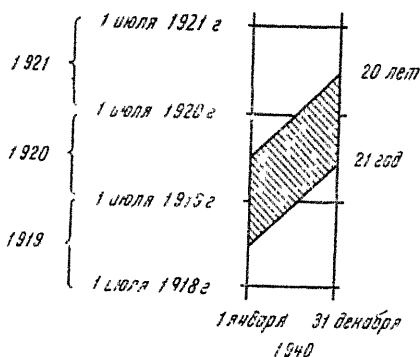


Рис. 5. Даты 1940 г., в которых женщины когорты 1919 г., 1920 г. и 1921 г. достигали возраста 20 лет или 21 года

в 1940 г. значительно большее число дней в возрасте 20 лет были женщины когорты 1920 г., нежели когорты 1919 г. или 1921 г.

Допустив, что доживающие из когорты 1920 г. были распределены равномерно относительно даты достижения ими 20-летнего возраста, можно считать, что в среднем 75% дней 1940 г. они были в возрасте 20 лет. Кроме того, половина женщин в когортах 1919 г. и 1921 г. была в возрасте 20 лет на протяжении одного дня или более в 1940 г. (опять-таки при условии равномерного распределения дней рождения); они были в среднем 25% дней 1940 г. в возрасте 20 лет. Поскольку только половина женщин в когортах 1919 г. и 1921 г. была в 1940 г. в возрасте 20 лет, применимый к ним вес составляет половину 25%, т. е. 12,5%. Следовательно, в качестве знаменателя для коэффициента плодovitости в возрасте x лет в год y мы возьмем $0,125 P_{y-1} + 0,75 P_y + 0,125 P_{y+1}$, где P — численность женского населения в указанной когорте по состоянию на 1 июля года y .

Проблема, рассматриваемая здесь, аналогична той, с которой сталкиваются при составлении таблиц смертности, а именно: каким образом определить число смертей в возрасте x лет в данном году по отношению к на-

расте 20 лет. В результате должна была бы получиться средняя численность женщин, достигших возраста 20 лет в 1940 г.

Отнако для упрощения вычислений представляется желательным иметь дело с численностью женщин, рожденных в 12-месячные периоды. Каким образом сможем мы их взвесить? Обратившись снова к рис. 5, мы можем заметить, что

сслению, подвергающемуся риску умереть в этом возрасте? Для всех возрастов, кроме детского, это обычно делается следующим образом: в качестве знаменателя коэффициента смертности в возрасте x лет берется или (а) средняя из численности населения в возрасте x лет в начале и в конце года, или (б) численность населения в возрасте x лет по состоянию на 1 июля. В какой степени эти методы сравнимы с нашим с точки зрения точности, с которой они представляют среднюю численность населения в возрасте x лет в данном году?

Посредством детального теоретического анализа можно показать, что наш метод лучше обоих вышеупомянутых. Это превосходство можно продемонстрировать и на эмпирическом примере. Для иллюстрации мы выбрали крайний случай — рождения 1945—1948 гг., когда имели место резкие колебания ежемесячного числа рождений. Для простоты допустим, что в интервале между рождением и возрастом x лет не было смертей; это допущение не окажет существенного влияния на результаты анализа, поскольку нас в первую очередь интересует *распределение* дней рождения по календарным годам, а не численность доживающих сама по себе.

Сначала мы можем приблизительно представить правильную среднюю численность населения возраста x лет в каком-либо календарном году путем взвешивания численности населения каждого месяца рождения по доле календарного года, в котором они окажутся в возрасте x лет. Например, лица, чей x -й день рождения приходится на январь года y , будут в возрасте x лет в промежутке между 334 и 365 днями года y . Средняя доля составляет 95,75% при условии, что в каждый день января одинаковое число людей достигает возраста x лет. Поскольку женщины в возрасте x лет в год y достигают этого возраста в год y ¹ или в год y , нам необходимо вычислить такого рода веса для 24 месяцев, в которые они достигают возраста x лет. Результаты этого детального расчета и дадут нам верную среднюю численность женщин в возрасте x лет в любом календарном году, не принимая во внимание влияние смертности; они показаны в столбце *A* табл. 3 для трех пар годов рождения: 1945—1946, 1946—1947 и 1947—1948. Далее, мы отмечаем в столбце *B* числен-

ОЦЕНКА СРЕДНЕЙ ЧИСЛЕННОСТИ ЛИЦ РОЖДЕНИЯ 1945—1948 гг., КОТОРЫЕ БУДУТ В ПЕРВОМ ВОЗРАСТЕ x ЛЕТ В КАЛЕНДАРНЫЙ ГОД y , ОСНОВАННАЯ НА ЧЕТЫРХ МЕТОДАХ (тыс. человек)

Годы рождения	Методы				Отклонение от результатов метода Γ (в %)		
	A	B	B	Γ	A	B	Γ
1945—1946	2849	2745	3012	2885	1,6	+3,7	+1,2
1946—1947	3689	3501	3494	3635	1,0	+3,3	+1,5
1947—1948	3571	3533	3618	3568	-1,0	+1,3	-0,1

ность лиц возраста x лет по состоянию на 1 июля какого-либо года. Это просто-напросто численность лиц, достигших возраста x лет на протяжении 12 месяцев, предшествовавших 1 июля. Потом мы отмечаем в столбце B среднюю из численности (1) населения, находящегося в возрасте x лет на начало календарного года y , достигших возраста x лет в году $y-1$, и (2) находящегося в возрасте x лет на конец года y (достигших возраста x лет в году y). И наконец, в столбце Γ мы отмечаем среднюю численность лиц в возрасте x лет в году y , вычисленную путем нашего метода взвешивания.

Сравнение ясно доказывает, что наш метод взвешивания когорт по году (финансовому) рождения точнее других методов оценки средней численности населения в возрасте x лет в году y , результаты которых представлены в столбцах B и B . Максимальную ошибку дает метод B — средняя из численности населения в возрасте x лет на начало и на конец года. Метод B — оценка численности в возрасте x лет на 1 июля — более точен, чем метод B , но тоже уступает методу Γ .

В оправдание исследователей, пользующихся для вычисления знаменателя коэффициента смертности методами B и B , следует заметить, что они обычно применяют эти методы к сглаженной численности населения, сопоставляемой с числом смертей, которое также сглажено. При таком методе величина ошибки значительно меньше указанной в табл. 3, где результаты основаны на несглаженной численности населения в когортах по году рождения, численность которых разнится

в значительно большей степени. И кроме того, коэффициент смертности по отдельным годам обычно получается посредством формул интерполяции, исходя из коэффициентов смертности для пятилетних возрастных групп.

При вычислении коэффициента плодовитости нам необходимо пользоваться более точным методом для определения знаменателя, поскольку мы не пользуемся сглаженными числами рождений. Мы полагаем, что возраст матери при родах сообщается (как правило, самой роженицей) со значительно большей степенью точности, чем возраст при смерти (который редко исходит от самого умирающего). Поэтому мы пришли к выводу, что применение формул сглаживания к рождениям по возрасту матери затушевывает реально существующие различия и скорее снижает, чем увеличивает точность данных.

Ввиду того что при вычислении знаменателей для коэффициентов плодовитости мы пользуемся методом взвешивания, сами коэффициенты относятся главным образом (хотя и не полностью) к одной когорте. Это точнее, чем результаты альтернативного метода — взвешивания рождений в течение трех смежных годов для определения числа рождений в одной когорте на протяжении данного возраста. Последний метод не привился частично потому, что одна из основных целей таблиц плодовитости когорт — проследивать тенденции от года к году. Для этого удобнее иметь коэффициенты, представляющие плодовитость каждого года в отдельности вместо плодовитости, несколько видоизмененной данными предыдущего и последующего годов. Другая причина, по которой предпочтительнее не взвешивать числа рождений в трех смежных календарных годах, заключается в том, что такой метод не дает возможности вычислить коэффициенты для самых последних лет, для которых имеется статистика рождаемости. Например, коэффициенты, относящиеся в основном к 1957 г., не могут быть вычислены до тех пор, пока не поступят данные за 1958 г. Потом придется ждать еще год для вычисления коэффициентов 1958 г. и т. д. А при нашей системе можно пользоваться данными о рожденных для данного года как только они разработаны.

Перевел В. А. Голман.

Норман Б. Райдер

СТРУКТУРА И ТЕМП СОВРЕМЕННОЙ ПЛОДОВИТОСТИ¹

Norman B. Buder, The structure and tempo of current fertility — Demographic and economic change in developed countries, Princeton, 1960

1. Введение

Рождения, относящиеся к какому-либо году, происходят у родителей, которые родились в разное время, в то время как рождения у группы родителей, родившихся в одно время (так называемой когорты), прослеживаются в течение целого ряда лет. Назовем показатель плодовитости за данный год показателем календарного периода, а показатель плодовитости определенной когорты — когортным. Мы получим таким образом для анализа два ряда распределенных по времени показателей плодовитости: один — для последовательных периодов времени, другой — для последовательных когорт. Вообще говоря, эти ряды будут отличаться, несмотря на то что они представляют собой изменение во времени одного и того же явления. Расхождение в рядах есть результат изменений в распределении во времени рождении у последовательных когорт.

Изучая факторы, определяющие плодовитость, демографы предпочитают, при прочих равных условиях, пользоваться рядами когорт главным образом из-за того, что последовательные события в жизни людей можно считать взаимосвязанными. Однако если обратиться

¹ Под темпом плодовитости когорт автор понимает характер распределения ее во времени, что соответствует распределению плодовитости когорт по возрасту. — *Прим. ред.*

к последним данным, то окажется, что полные сведения имеются только о когортах с уже законченным периодом плодovitости, которые произвели свое потомство в основном несколько десятилетий назад, тогда как по когортам, которые в настоящее время находятся в периоде максимальной плодovitости, имеющиеся данные неполны, причем степень неполноты не выяснена.

Эта трудность отсутствует при обобщении данных за календарный период. Однако временные ряды этого показателя не подходят для целей прямого анализа, ввиду их тенденции отклоняться от желаемой последовательности поведения когорт.

В данной работе рассматривается способ, позволяющий избежать дилеммы искаженных показателей календарных периодов и неполных показателей когорт. Способ этот основывается на том наблюдении, что, зная распределение во времени плодovitости когорты, можно преобразовать когортные коэффициенты в коэффициенты за календарные периоды, а зная возрастное распределение плодovitости за календарные периоды, можно преобразовать календарные коэффициенты в когортные. Для этого выведены доступные формулы, которые используются для определения показателей плодovitости когорт с незаконченными периодами плодovitости на основе предположений о тенденции возрастного распределения плодovitости за календарные периоды. Этот способ дает объяснение большому спаду плодovitости в США наряду с оценкой сложившегося положения с использованием более точных данных, чем те, которые были доступны ранее.

2. Исходные данные

В настоящей работе рассматривается только один тип показателя плодovitости, а именно коэффициент плодovitости по возрасту матери и очередности рождения ребенка для различных возрастов от 15 до 46 лет, отдельно для каждого из семи первых рождений и для восьмого и более высоких очередностей рождения, для разных годов начиная от 1920 и по 1956 г. включительно. Этот коэффициент получается путем деления количества рождений определенной очередности у женщин данного возраста за рассматриваемый год на число

женщин этого возраста в том же году. Используемые данные относятся к белым женщинам, уроженкам США. Они взяты из монографии П. К. Уэлптона «Плодовитость когорт» из таблиц А и G и приложений к таблице G за 1951—1954 гг., а также из приложений за 1955 и 1956 гг., подготовленных автором. Это наиболее подробные и точные данные для анализа плодovitости в США из имеющихся в настоящее время¹.

В таблицах приводятся кумулятивные коэффициенты плодovitости к точному возрасту матери, по очередности рождений, сгруппированные по когортам по году рождения². Когортой по году рождения T называется совокупность женщин, которые в календарный период, ограниченный годами (точными значениями) t и $t+1$, находятся в возрасте между точными значениями возрастов a и $a+1$, где $T=t-a$. Предполагается, что коэффициенты плодovitости, полученные на основании этого определения, идентичны коэффициентам плодovitости у женщин, рожденных в период 12 месяцев с центром, приходящимся на 1 января года T или так называемой «фискальной» когорты года рождения T^3 . В данной работе используются коэффициенты плодovitости для каждого отдельного возраста. Это первые разности по возрасту кумулятивных коэффициентов плодovitости рассматриваемой очередности для каждой когорты. Коэффициенты каждой очередности у последовательных когорт могут быть представлены в виде поверхности, где время и возраст откладываются на горизонтальной оси, а плодovitость — на вертикальной оси. Функция повоз-

¹ Надежность этих данных и причины, побудившие ограничить анализ белыми женщинами, уроженками США, рассматриваются в Paskal K. Whelpton, Cohort Fertility, Native White Women in the United States, Princeton University Press, 1954, Уэлптон совместно с автором недавно подготовили новые данные См. приложение В, стр. 420—438, Wilson H., Gribbill и др. Fertility of American Women, John Wiley and Sons, 1958

² Кумулятивный коэффициент плодovitости n -й очередности к точному возрасту x относится к женщинам, которые имели, по крайней мере, n рождений к этому возрасту при условии отсутствия смертности.

³ Годовой промежуток, к которому относится когорта по году рождения, охватывает второе полугодие предыдущего года и первое полугодие данного года, что совпадает с началом или концом финансового года США. Отсюда термин «фискальная когорта». — Прим. ред.

распной плодовитости каждой когорты выступает в виде линии пересечения этой поверхности (диагонали) с вертикальной плоскостью для определенного значения ($t-a$). В этой работе часто применяются следующие три сводных показателя функции повозрастной плодовитости: 1) нулевой момент функции или сумма коэффициентов плодовитости за весь период плодовитости, определяющий долю женщин в когорте, имеющих по крайней мере, n рождений, и именуемой в дальнейшем коэффициентом суммарной плодовитости n -й очередности; 2) средняя арифметическая распределения коэффициентов плодовитости по возрасту; 3) дисперсия этого распределения.

В работе мы пользуемся также значениями этих показателей, вычисленными для календарных периодов. Функция повозрастной плодовитости для календарного периода получается как пересечение этой же поверхности с плоскостью, отвечающей определенному значению t .

3. Сравнение временных рядов календарных периодов и когорт

Некоторые характеристики временных рядов коэффициентов суммарной плодовитости по очередности рождения, календарному периоду и когортам представлены в табл. 1.

Коэффициенты приводятся за 1920—1956 гг. для трех групп календарных периодов: для первых пяти лет, для промежуточного пятилетия с наименьшими коэффициентами плодовитости во всем ряду и для конечных пяти лет. Эта форма сравнения была выбрана ввиду того, что прослеженные временные ряды имеют примерно U-образную форму. В нижней части таблицы те же данные приводятся для когорт 1892—1896 гг. и для последующей пятилетней группы когорт с минимальными коэффициентами. Начальная группа когорт была выбрана исходя из того, что деторождение ее концентрировано на пятилетии, соответствующем начальной группе календарных периодов¹.

¹ Проблема правильного сопоставления во времени плодовитости когорт и календарных периодов более подробно рассматривается ниже

КОЭФФИЦИЕНТЫ СУММАРНОЙ ПЛОДОВИТОСТИ ПО ОЧЕРЕДНОСТИ
РОЖДЕНИЙ; СРЕДНИЕ ПО ПЯТИЛЕТНИМ ГРУППАМ
ДЛЯ КАЛЕНДАРНЫХ ПЕРИОДОВ И КОГОРТ

	Очередность рождения					Всего
	1	2	3	4	5	

А. Коэффициенты плодородности по очередности рождения (на одну женщину) по календарным периодам (1920-1956 гг.)

Начальный период (1920—1924 гг.)	0,82	0,64	0,45	0,32	0,82	3,05
Промежуточная с минимальными коэффициентами	0,68	0,51	0,32	0,19	0,34	2,24*
Конечный (1952—1956 гг.)	1,04	0,99	0,67	0,35	0,41	3,46
Годы минимальных коэффициентов	1931— 1935	1933— 1937	1937— 1941	1938— 1942	1947— 1951	1936— 1940

Б. Коэффициенты плодородности по очередности рождения (на одну женщину) когорты 1892—1918 гг.

Начальная когорта (1892—1896 гг.)	0,79	0,64	0,45	0,31	0,67	2,86
Промежуточная с минимальными коэффициентами	0,77	0,58	0,36	0,21	0,34**	2,30*
Конечная	—	—	—	—	—	—
Когорты с минимальными коэффициентами	1901— 1905	1905— 1909	1907— 1911	1909— 1913	1913— 1917	1907— 1911

* Это наименьший коэффициент суммарной плодородности за пятилетие, а не сумма отдельных коэффициентов различной очередности.

** Для определения рождений, имевших место после 1957 г., принято в отчасти прибегнуть к прогнозированию.

Заключительная группа когорт отсутствует ввиду того, что соответствующие когорты еще не вышли из периода плодовитости.

Из таблицы видно, что, во-первых, хотя коэффициенты начального календарного периода сходны с коэффициентами начальной группы когорт, имеются существенные различия, которые становятся очевидными при рассмотрении соответствующих минимальных коэффициентов.

Вывод о существовании расхождений правилен, несмотря на то что минимальный коэффициент для всех рождений для периодов ненамного меньше, чем для когорт. Во-вторых, хотя нет возможности сравнить конечную пятилетнюю группу когорт с группой соответствующего календарного периода, очевидно, что между ними будут большие расхождения. Полученный средний показатель первых рождений за период 1952—1956 гг. невозможен у когорты, поскольку он больше единицы и показатель для вторых рождений также невероятно высок.

Из этих соображений становится ясно, что об изменениях во времени плодовитости когорт, измеряемых различными способами, нельзя судить непосредственно на основании изменений значений тех же показателей, вычисленных для собранных вместе коэффициентов плодовитости одного и того же календарного периода, несмотря на то что как в рядах за календарные периоды, так и в когортных обобщаются одни и те же данные о плодовитости по возрасту и времени. Это касается размеров снижения и повышения плодовитости, а также и изменений в структуре плодовитости по очередности рождений.

Если предоставить приоритет анализу поведения когорт, то необходимо выбрать другой подход к измерению плодовитости вместо суммирования данных за календарные периоды, поскольку прямое суммирование данных о текущем поведении когорт не представляется возможным, о чем свидетельствует незаполненная графа в табл. 1. Однако основной вклад в текущую плодовитость приходится как раз на когорты, деторождение которых еще далеко не исчерпано. Такова суть методологической дилеммы, которой посвящается следующий раздел.

4. Виды зависимости между параметрами календарных периодов и когорт

Среди различных подходов к рассмотрению двух способов объединения коэффициентов плодovitости, распределенных во времени, необходимо выделить один, который состоит в рассмотрении плодovitости за год с точки зрения плодovitости когорт, составляющих плодovitость этого года. Каждая из 32 когорт (в возрасте 15—46 лет включительно) вносит определенную долю своей общей плодovitости в ежегодное рождение детей. Эта часть равна пропорции рождений у когорты в возрасте, в котором она находится в рассматриваемом году.

Коэффициент суммарной плодovitости за год является таким образом взвешенной суммой коэффициентов суммарной плодovitости когорт, имевших детей в этом году, а весами будут соответствующие компоненты возрастного распределения плодovitости каждой когорты. Если бы все когорты имели одинаковое возрастное распределение плодovitости, то коэффициент суммарной плодovitости для календарного периода был бы просто особого рода скользящей средней коэффициентов плодovitости когорт, поскольку веса давали бы в сумме единицу. Однако если, как оно обычно и бывает, возрастное распределение плодovitости изменяется от когорты к когорте, то эти изменения должны выразиться в изменении суммы весов в большую или меньшую сторону, что проявляется в коэффициенте суммарной плодovitости соответствующего периода.

Для овладения формальной и количественной сторонами этого явления была построена простая модель, которая дает возможность выразить коэффициент суммарной плодovitости календарного периода в виде функции параметров плодovitости когорт. Формула для определения искажений распределения плодovitости, выведенная на основе этой модели, имеет вид $s = S(1 - M' + V'R)$, где S , M и V' соответственно сумма, средняя и дисперсия коэффициентов плодovitости когорты в зависимости от возраста. M' и V' — первые производные от M и V' , R — первая производная от S , деленного на S и s — коэффициент суммарной плодovitости календарного года, в котором рассматриваемая

которая находится в среднем возрасте плодovitости — M .

Прежде чем продолжать рассмотрение этой формулы, необходимо сделать замечание о логике размещения во времени по отношению друг к другу данных когорты и календарных периодов. Поскольку 32 когорты представлены в функции по возрастной плодovitости каждого года и поскольку каждая когорта сохраняет плодovitость в течение 32 лет, не существует такой когорты, которую необходимо было бы сравнивать с одним из этих лет и наоборот. Однако существует интуитивно объяснение сравнению данных за период с данными той когорты, у которой середина периода деторождения приходится на данный год. По двум причинам имеется также математическое обоснование выбора когорты в среднем возрасте плодovitости. Если коэффициент суммарной плодovitости когорты подвержен только линейным изменениям, при отсутствии вариаций в распределении, то такой выбор приводит к равенству плодovitости за календарный период и плодovitости когорты. Таким образом, расположение когорты по времени на этой простой модели вышеуказанным способом позволяет определить, до какой степени изменения в распределении вызывают отклонение от этого равенства. Кроме того, имеется очевидное преимущество в том обстоятельстве, что при таком выборе взаимосвязь представляется в виде обычных аналитических параметров, а именно средней и дисперсии.

Формула $s = S[I - M' + V'R]$ удобна для определения простых случаев причин, вызывающих искажения в распределении, проявляющихся в показателях плодovitости календарных периодов. Если, скажем, ввиду экономической депрессии, когорты откладывают деторождение, а также сокращают предполагаемое количество детей, это означает, что средняя и дисперсия возрастного распределения возрастают (M' и V' положительны), тогда как общая плодovitость уменьшается (R отрицательно). Таким образом, фактор искажения меньше единицы и плодovitость календарного периода понижается ниже уровня средней у соответствующей когорты. Такие условия наблюдались в Соединенных Штатах в 1930 г. Наоборот, если в период процветания происходит больше рождений и они происходят раньше, то фактор иска-

жения положителен и плодovitость за период слишком высока. Такое положение соответствует настоящей ситуации в Соединенных Штатах. Уменьшение в течение века среднего возраста плодovitости в конечном итоге также привело к искажениям в ее распределении.

При таком положении вещей одно должно быть совершенно ясно — рассматриваемые выше отношения являются математическими отношениями, выражающими зависимость между сечениями этой поверхности вертикальными плоскостями, находящимися под одним углом к оси, на которой откладывается время, и сечениями ее с вертикальными плоскостями, находящимися под другим углом к этой же оси. Коэффициенты суммарной плодovitости когорт могут скорее быть выражены в виде функции суммы, среднего возраста и возрастной дисперсии плодovitости календарного периода, чем, как было показано выше, наоборот, и этим обстоятельством мы будем пользоваться в дальнейшем. Направление дискуссии, где плодovitость когорт рассматривается как истинная, а плодovitость за период как ее искаженное отражение, основывается на соображениях, лежащих целиком вне области модели. Для настоящих целей автор только намерен утверждать, что, по-видимому, изложенная им схема — это более пригодная система представлений для анализа временных рядов, чем та, которой фактически все демографы пользуются без колебаний, хотя в большинстве случаев скорее на словах, чем на деле.

5. Методы дополнения данных о плодovitости незаконченных когорт

В предыдущем разделе были представлены доказательства того, что временные ряды плодovitости календарных периодов иногда не в состоянии отразить приращение когортам тенденции. Было установлено, что источниками искажений являются вариации в распределении во времени плодovitости когорт. Таким образом, суть этой работы можно сформулировать так: «Не пользуйтесь заменами, если вам нужны когортные показатели, вычисляйте их непосредственно», но только при прочих равных условиях. Однако прочие условия далеко не равны. Данные по когортам не так удобны для

пользования, как данные по календарным периодам. Имеющиеся в настоящее время ряды по данным регистрации рождений за 1920—1956 гг. содержат полную информацию для 37 календарных лет, при этом полные истории деторождения имеются только по 6 когортам¹.

Это количество может быть немного увеличено с небольшой степенью риска, ввиду того что среди американских женщин имеется растущая тенденция прекращать деторождение задолго до наступления климактерического периода. Однако еще не разработан общий метод для дополнения незавершенных историй когорт.

Создается впечатление, что модель, приведенная в предыдущем разделе для характеристики отношений между параметрами повозрастной плодовитости когорт и календарных периодов, может принести определенную пользу и здесь. Основанием для этого служит ободряющий успех, достигнутый автором при попытках «предсказать» ряды коэффициентов суммарной плодовитости (для всех рождений) за календарный период (полный суммарный коэффициент плодовитости) на основании движения коэффициентов суммарной плодовитости когорт и средних возрастов плодовитости когорт в Швеции в 1751—1950 гг. Однако между шведским экспериментом и настоящим положением имеются существенные различия по трем аспектам: 1. Шведские данные сгруппированы по пятилетиям для возрастов и годов. Это привело к сглаживанию наиболее резких отклонений и увеличению точности «предсказания». 2. Направление преобразования или «предсказания» в шведском эксперименте было от параметров когорт к параметрам календарных периодов, а не наоборот, как здесь. Однако нет никакой особой трудности для выведения формулы этого направления преобразования. Основываясь на системе обозначений, рассмотренной в предыдущем разделе, формула имеет вид $S = s(1 + m' + v'r)^2$.

Коэффициент суммарной плодовитости, полученный при помощи этой формулы, относится к когорте, имеющей возраст m в период, для которого производились

¹ Если считать, что возраст плодовитости продолжается от 15 до 46 лет, то количество полных историй когорт за 37 лет будет $(37 - 32 + 1) = 6$.

² Строчные буквы имеют здесь то же значение для периода, что их прописные эквиваленты для когорт (см. стр. 44)—Прим. ред.

вычисления параметров. Однако при этом могут возникнуть практические трудности, вызванные хорошо известной тенденцией коэффициентов плодovitости меняться менее плавно от периода к периоду, чем от когорты к когорте. 3. Третье важное различие между положением в Швеции и Америке состоит в том, что в Швеции происходило в основном непрерывное развитие в одном направлении, тогда как в Америке наблюдаются самые крайние кратковременные изменения плодovitости, известные в истории статистики.

Для проверки формулы $S = s(1 + m' + v'r)$ были построены линейные функции последовательных 15 скользящих рядов точек функции повозрастной плодovitости первых рождений для календарных периодов и на основании полученных значений при помощи этой формулы были вычислены коэффициенты суммарной плодovitости для первых рождений, а полученные результаты были сравнены с фактическими данными по когортам. Результаты сравнения приводятся в табл. 2. Первые рождения были выбраны потому, что суммарные коэффициенты для относительно молодых когорт могут быть определены с большей степенью уверенности для этой очередности, чем для более высокой (или для всех очередностей). Расхождения между вычисленными и фактическими коэффициентами суммарной плодovitости очень незначительны, особенно по сравнению с различиями между данными по периодам и по когортам. Три расчета, соответствующие 1940—1942 гг., вероятно, менее достоверны, чем данные для других периодов, поскольку фактические коэффициенты суммарной плодovitости соответствующих когорт, по существу, недооценивают действительную плодovitость когорт по причинам, связанным с несовершенством метода вычисления, примененного при создании исходных таблиц. На эти ошибки указывают резкие изменения в фактических коэффициентах когорт в этот момент.

Что касается 1933 и 1934 гг. для которых расхождение составляет немного больше 3%, то здесь необходимо сделать два замечания: 1) годы, на которые приходится минимальный уровень плодovitости для календарных периодов, соответствуют тем отрезкам временных рядов, для которых предположение о наличии линейности изменения коэффициента суммарной плодovitости

ФАКТИЧЕСКИЙ (S) И ВЫЧИСЛЕННЫЙ (S') КОЭФФИЦИЕНТЫ
СУММАРНОЙ ПЛОДОВИТОСТИ ПИРЕВЫХ РОЖДЕНИИ КОГОРТ
(на 1000)

Год	S	S'	S	Проц. отклонения	
				S от S	S от S
1927	770	779	775	1	1
1928	744	774	772	0	1
1929	732	766	772	1	- 5
1930	740	764	774	- 1	- 4
1931	698	764	779	- 2	-10
1932	677	760	778	2	-13
1933	647	753	780	-3	-17
1934	685	758	784	-3	-13
1935	707	769	786	-2	-10
1936	726	782	799	-2	- 9
1937	749	785	808	-3	- 7
1938	777	791	811	-2	- 4
1939	773	818	813	-1	- 5
1940	779	852	825	+3	- 6
1941	887	875	841	+4	+ 5
1942	1 028	890	800	3	+20
1943	954	896	898	0	+ 6
1944	817	905	891	+ 2	- 8
1945	810	909	894	+2	- 9
1946	1 077	905	909	0	+18
1947	1 310	909	916	-1	+43
1948	1 125	911	915	0	+23
1949	1 066	909	918	-1	+16

Примечание. Вычисленные коэффициенты суммарной плодовитости были получены путем умножения коэффициентов суммарной плодовитости календарных периодов (S) на коэффициент искажения при распределении $1 + m' + v'g$.

тости календарного периода менее всего оправдано. Это аналогично хорошо известному свойству простой скользящей средней в точках максимума и минимума, 2) но даже для этих лет вычисленные данные для когорт более близки к действительному уровню плодовитости когорт, чем исходные значения календарных периодов.

В данном случае значение отклонений модели от действительности уменьшается из-за того, что задача состоит в прогнозировании плодовитости когорт на основании предположений, которые учитывают имеющиеся виды временных вариаций в распределении плодовитости по возрасту. Если это условие соблюдено, то нет необходимости отбрасывать предположение о линей-

ности изменений, в частности, для короткого периода. Далее, попытка «предсказать» все рождения когорты без учета уже имеющихся данных об их плодовитости является как неумной, так и ненужной. Формула $S=s(1+m'+v'r)$ применима не только по отношению к распределению, которое охватывает все возраста, но и по отношению к недостающему концу распределения. Таким образом, метод, разработанный для доисчисления неполных данных о плодовитости когорты, находящейся в точном возрасте x в конце 1956 г., состоит в применении формулы к данным о плодовитости возрастов от x до 46 лет включительно для годов по 1956 г. включительно. Экстраполяция линейной функции коэффициента суммарной плодовитости когорты, полученного таким способом, обеспечивает получение желаемых данных о плодовитости когорты после возраста x . В заключение необходимо отметить, что был разработан метод применения вышеуказанного способа для определения плодовитости отдельно для каждого числа рождений у когорты.

6. Ряды плодовитости когорт по числу рождений

Способ, описанный в предыдущем разделе, был применен для доисчисления данных когорт до 1930 г. В качестве основы для определения тенденций количества рождений и возрастного распределения за календарный период был выбран период 1948—1956 гг. потому, что он отличается умеренными и почти монотонными изменениями этих параметров. Результаты представлены в табл. 3, во-первых, в виде средней и дисперсии числа рождений, во-вторых, в виде подробного распределения по числу рождений. Прежде чем рассматривать результаты, следует отметить, что, несмотря на молодость последних из рассматриваемых когорт, их плодовитость уже почти исчерпана.

Первые пять пятилетних групп полностью закончили деторождение, когорты 1916—1920 гг. завершили его на 95 %, когорты 1921—1925 гг.—на 83 % и когорты 1926—1930 гг.—на 64 %. Завершенность изменяется обратно пропорционально числу рождений, так что наиболее гипотетические показатели в таблице относятся к

наиболее высоким числам рождений у наиболее молодых когорт.

Таблица 3

ПАРАМЕТРЫ И РАСПРЕДЕЛЕНИЕ (В %) ПЛОДОВИТОСТИ КОГОРТ ПО ЧИСЛУ РОЖДЕНИЙ, 1891—1930 гг.

Когорты	Средняя	Дисперсия	Число рождений						
			0	1	2	3	4	5-6	7+
1891—1895	2,90	7,86	21	15	18	14	10	11	11
1896—1900	2,70	6,99	22	16	19	14	10	10	9
1901—1905	2,43	5,97	23	19	21	14	8	9	7
1906—1910	2,31	5,20	22	19	23	14	8	8	6
1911—1915	2,35	4,79	20	18	25	16	9	7	5
1916—1920	2,59	4,53	14	15	27	19	11	8	5
1921—1925	2,89	4,54	10	12	26	22	13	10	6
1926—1930	3,21	4,57	8	9	23	24	18	13	6

В результате произведенных автором округлении сумма процентов по строкам даст 100. *Прав. ред.*

Данные, приведенные в таблице, четко распадаются на два 20-летних периода. В первом раннем периоде как средняя, так и дисперсия распределения по числу рождений показывают большой спад. Изменения компонентов распределения, которые привели к этим результатам, состояли в уменьшении доли имеющих более трех рождений и увеличении доли имеющих менее трех рождений. Во второй половине ряда средняя увеличивается, тогда как дисперсия остается постоянной¹. При рассмотрении компонентов распределения этого наиболее близкого периода обнаруживается большое падение доли имеющих менее двух рождений и значительное увеличение доли имеющих более двух рождений. Модальное число рождений, которое равно нулю у когорт 1891—1905 гг., перемещается на 2 у когорт 1906—1925 гг. и затем на 3 у ближайшей группы когорт. Поскольку может быть вскрыто влияние депрессии на вариации распределения по числу рождений, оно ограничивается небольшим увеличением доли имеющих

¹ Коэффициент вариации (отношение стандартного отклонения к средней) был постоянно равен примерно 100 % для первого периода и затем уменьшился до 67 % для когорт 1926—1930 гг.

менее двух рождений у когорт 1901—1910 гг., деторождение которых в основном происходило в начале 30-х годов.

Можно было предположить, что основные результаты депрессии повлияли на распределение плодovitости когорт во времени, а также, возможно, замедлили данную плущую трансформацию распределения по числу рождений. Важный факт, выявленный на основании этих данных, состоит в том, что доля женщин, которые не в состоянии иметь, по крайней мере, двух детей, сократилась до минимального уровня. Это и было главной причиной роста среднего числа рождений, а вовсе не отступление от тенденции против создания больших семей.

Для многих аналитических целей распределение по числу рождений не является настолько показательным, как ряды компонентов, на которых основывается распределение по числу рождений. Эти показатели, которые получили наименование вероятности последующего рождения, означают долю тех женщин, которые уже имея определенное количество рождений, не ограничиваются этим количеством. В табл. 4 приводятся такие коэффициенты для групп когорт, рассмотренных в предыдущем разделе.

Таблица 4

ВЕРОЯТНОСТЬ ПОСЛЕДУЮЩЕГО РОЖДЕНИЯ (в %) ДЛЯ РОЖДЕНИИ
0—4, 5+ КОГОРТЫ 1891—1930 гг.

Группа когорт	Число рождений					
	0	1	2	3	4	5+
1891—1895	79	81	72	70	69	68
1896—1900	78	79	69	67	67	67
1901—1905	77	76	65	61	65	66
1906—1910	78	76	61	60	61	65
1911—1915	80	78	60	57	58	64
1916—1920	86	82	62	56	55	62
1921—1925	90	86	66	57	54	61
1926—1930	92	90	73	60	52	60

Вероятности последующего рождения для 0 и 1 рождения у последних 20 когорт возросли, однако если принять во внимание биологические факторы, то можно

предположить, что они находятся очень близко к асимптоте. Коэффициент для имеющих три рождения стал относительно постоянным, тогда как коэффициенты для четырех и более рождений уменьшились во всех строках. Только в отношении вероятности последующего рождения для имеющих два рождения наблюдается определенное изменение направления. Это, кажется, и является отправной точкой при измерении прямого влияния депрессии на размеры плодovitости, а также основной чертой проблемы дальнейшего развития моделей распределения по числу рождений¹.

Для дополнения картины анализа можно обратиться к другому компоненту данного исследования, который более подробно рассматривался на конференции мемориального фонда Мелбэнка в октябре 1958 г.² Были определены значения средней и стандартного отклонения для первых рождений когорт с незаконченными периодами плодovitости. Средний возраст при первом рождении возрос с 23,4 года (когорта 1900 г.) до 24,7 года (когорта 1914 г.) и затем уменьшился до 22,3 года (когорта 1934 г.).

Стандартное отклонение возрастного распределения плодovitости для первого рождения пошло по тому же пути, что и средняя, достигая верхней точки во время депрессии и опускаясь до нового низкого уровня в послевоенные годы. Таким образом, хотя влияние депрессии на структуру распределения по числу рождений было относительно небольшим, оно значительно нарушило характер распределения плодovitости во времени³. В некоторых отношениях, однако, данные о распределении плодovitости во времени согласуются с данными об общем ее уровне. Характер плодovitости послевоенного периода представляет собой явное откло-

¹ Интересно отметить, что за последнее время наблюдался некоторый спад в темпах роста вероятности последующего рождения для имеющих два рождения.

² *N. B. Ryder, An Appraisal of Fertility Trends in the United States*, pp 38—49 в "Thirty Years of Research in Human Fertility: Retrospect and Prospect, Milbank Memorial Fund", 1959.

³ Хотя рассматриваемые наблюдения относятся только к распределению во времени первых рождений, на основании других данных можно с уверенностью утверждать, что большая часть вариаций во временном распределении плодovitости приходится на эту очередность рождения.

нение от предыдущего в обоих направлениях: значительно возросла однородность данных о плодовитости в США в обоих измерениях; имеются признаки того, что как в структуре, так и в темпе плодовитости в США временные вариации приближаются к асимптоте.

И если не принимать во внимание явления, которые еще не проявили себя, следует предположить дальнейшее снижение плодовитости за календарный период, поскольку искажение в распределении рождений, которое является источником настоящего ложного избытка плодовитости календарного периода по сравнению с плодовитостью когорты, имеет тенденцию к исчезновению при условии стабильности характера распределения плодовитости во времени. Хотя мы можем согласиться предоставить приоритет анализу поведения когорт, уже определены проблемы и сформулированы направления рассмотрения последствий их поведения период за периодом. Ввиду того что вариации характера распределения рождений у когорт во времени оказывают решающее влияние на коэффициенты рождаемости по календарным периодам, а также ввиду того, что данный предмет представляет собой интересную, но неразработанную область изучения человеческого поведения, исследование факторов, определяющих характер распределения плодовитости во времени, заслуживает преимущественного внимания.

7. Заключение

Степень уверенности, с которой были сделаны утверждения в данной работе, может быть увеличена при помощи дальнейших методологических усовершенствований. Сюда входят: 1) эксперименты с моделями, основанными на предположениях более реалистических, чем о линейности изменений; 2) лучшее, чем представленное здесь, решение проблемы сочетания данных о числе рождений у женщины с аддитивностью в формуле преобразования; 3) включение данных о брачности при рассмотрении распределения плодовитости по числу рождений; 4) распространение анализа на все женское население.

Эти шаги вполне осуществимы при наличии имеющихся данных, и автор надеется выполнить эту про-

грамму в ближайшем будущем. Дальнейшие методологические уточнения, возможно, потребуют данных, которые еще не обеспечиваются регистрацией рождений, в частности даты рождения предыдущего ребенка, а также даты регистрации брака. Однако сохраняется твердое убеждение, что дальнейшее развитие таких чисто демографических моделей скоро уже не сможет дать ничего нового и что настало время установить твердые функциональные связи между демографическими процессами и их социально-экономическим контекстом. В лучшем случае, такого рода исследование, как вышеизложенное, дает несколько более точное определение вариаций, которые должны быть объяснены при подобных анализах.

Перевел *А. Л. Воложин*

Ролан Пресса

**ИНТЕРПРЕТАЦИЯ ИЗМЕНЕНИЙ КОЭФФИЦИЕНТА
РОЖДАЕМОСТИ ЗА КОРОТКИЕ
ПРОМЕЖУТКИ ВРЕМЕНИ**

Roland Pressat, *Interprétation des variations à court terme du taux de natalité*, 'Population', 1969, N 1, pp. 47—56.

Снижение рождаемости, начавшееся в последние годы в различных западных странах, особенно заметное в США и Канаде, но затрагивающее также и Францию, допускает различные толкования.

Среди многих вопросов, связанных с этим явлением, выделяется один, доминирующий над всеми остальными: можно ли говорить об устойчивых изменениях в демографическом поведении брачных пар или речь идет о случайных отклонениях, которые едва ли окажут существенное воздействие на конечное число рождений у поколений, находящихся сейчас в возрастах плодovitости?

Предлагаемая работа¹, хотя и не позволяет сделать окончательный выбор между двумя этими гипотезами, предостерегает против истолкования, основанного исключительно на гипотезе устойчивого снижения плодovitости.

До недавнего времени изменения коэффициента рождаемости в развитых странах происходили под господствующим влиянием тенденции к снижению, с которой сочетались более или менее значительные локальные отклонения. Наиболее заметные отступления от

¹ Это исследование было предметом сообщения в Венгерской Академии наук 22 марта 1968 г. и статьи в венгерском журнале «Демография», № 2 за 1968 г.

основной тенденции возникали в связи с войнами, вызывавшими откладывание рождений и их последующее наверстывание.

До последних лет в различных странах Западной Европы плодovitость, а вместе с ней и коэффициент рождаемости были почти стабильны, причем эта стабильность часто устанавливалась после компенсаторного подъема рождаемости. Но естественно, что постоянство коэффициента рождаемости прослеживается сквозь более или менее значительные колебания, которые сразу же привлекают пристальное внимание наблюдающих за конъюнктурой, — гораздо более пристальное, чем во времена (перед войной), когда существование долговременной тенденции к снижению рождаемости направляло весь анализ, определяло вопросы, стоявшие перед исследователями: изменится ли эта тенденция? можно ли ожидать последующей стабилизации? и т. д.

С другой стороны, наблюдавшаяся в прошлом эволюция плодovitости сделала демографов очень чувствительными, так что сейчас они склонны усматривать в малейшем изменении рождаемости, например в ее падении на протяжении двух или трех лет подряд, предвестие новой основополагающей тенденции, следующей за состоянием стабильности последних 15—20 лет.

Но действительная ситуация гораздо богаче различными оттенками, поэтому при ее истолковании не должна быть забыта ни одна из имеющих значение переменных.

Элементы, составляющие коэффициент рождаемости. Обозначим через D_i суммарную плодovitость i -го поколения женщин (см. рис. 1), а через $a_{0,1}$, $a_{1,1}$, $a_{2,1}$, ..., $a_{w,1}$ — распределение рождений во времени, или календарь рождений для этого поколения. Тогда, в течение одного календарного года, принятого в качестве нулевого, это поколение дает в расчете на одну женщину

a_i , D_i рождений.

Обозначив через F_0 , F_1 , ..., F_w число женщин каждого поколения, находящегося в плодovитом возрасте в году 0, получаем общее число рождений за этот год:

$$H = F_0 a_{0,0} D_0 + F_1 a_{1,1} D_1 + F_2 a_{2,2} D_2 + \dots + F_w a_{w,w} D_w,$$

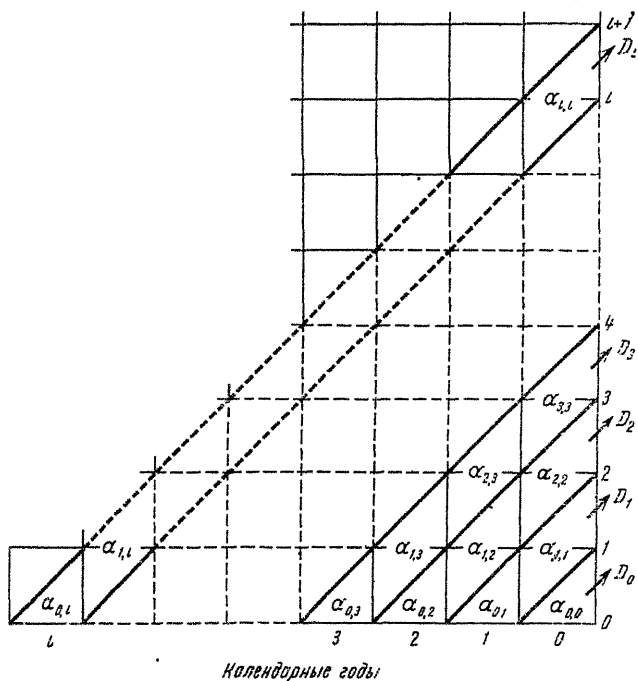


Рис. 1.

а обозначив через P общую численность населения, имеем коэффициент рождаемости

$$n = \frac{\Pi}{P}$$

или

$$n = \frac{F_0}{P} a_{0,0} D_0 + \frac{F_1}{P} a_{1,1} D_1 + \dots + \frac{F_w}{P} a_{w,w} D_w.$$

Таким образом, коэффициент рождаемости зависит от величин

$$\frac{F_0}{P}, \frac{F_1}{P}, \dots, \frac{F_{\omega}}{P},$$

характеризующих *структуру* населения, от элементов календаря рождений различных поколений

$$a_{0,0}; a_{1,1}; \dots; a_{\omega,\omega};$$

и величин

$$D_0, D_1, \dots, D_{\omega},$$

характеризующих *суммарную плодовитость*, или *интенсивность* плодовитости различных поколений.

Следовательно, всякий корректный анализ изменений коэффициента рождаемости предполагает учет трех переменных, характеризующих структуру, календарь, интенсивность.

Ниже мы попытаемся выявить роль, которую играет в снижении коэффициента рождаемости каждая из двух последних переменных, характеризующих календарь и интенсивность. Для этого введем величину

$$T = \sum_{i=0}^{\omega} a_{ii},$$

которая представляет собой сумму элементов календаря, действующих в году 0.

При стационарном, т. е. одинаковом для всех поколений календаре, T равно единице. В действительности, однако, T может быть равно единице только в исключительных случаях, практически T всегда либо ниже, либо выше единицы.

При прочих равных условиях рост T влечет за собой увеличение n , снижение T приводит к уменьшению n .

Теперь мы попытаемся проанализировать на материале конкретных наблюдений, как *совместно варьируют* n и T . Точнее, мы рассмотрим, каковы соотношения между происходящими из года в год изменениями коэффициента рождаемости, изменения которого обозначим через ΔT , величины T , изменения которой выразим через ΔT .

Пример США: 1917—1937 гг. Мы знаем T только для тех лет, для которых известны календари рождений

всех поколении женщины в плодотворном возрасте. Так, чтобы получить T для 1920 г., надо знать календари поколений, достигших в этом году 15, 16, ..., 49 лет, т. е. поколения 1871—1905 гг. рождений. Иначе говоря, надо соединить данные соответствующих наблюдений, производившихся в годы с $1871+15=1886$ по $1905+49=1954$. Надо, следовательно, располагать наблюдениями, продолжавшимися 69 последовательных лет, чтобы получить значение T за один год! Не удивительно, что изменение T никогда не было подвергнуто достаточно обстоятельному анализу. Такой анализ возможен только на основе ретроспективных динамических рядов за длительный период, которыми располагают лишь несколько стран, например Швеция и США.

Здесь мы воспользуемся рядами, составленными Уэлптоном и Кэмпбеллом для США¹.

Путем нескольких экстраполяций мы смогли оценить значения T за период с 1917 по 1937 г., которые позволяют привести в нижеследующей таблице данные о совместных *абсолютных* изменениях T и n из года в год.

Годы	ΔT (в %)	Δn (в ‰)	Годы	ΔT (в %)	Δn (в ‰)
1917—1918	+1,2	—0,3	1927—1928	—4,8	—1,3
1918—1919	—6,3	—2,1	1928—1929	—3,8	—1,0
1919—1920	+8,8	+1,6	1929—1930	+0,7	+0,1
1920—1921	+5,0	+0,4	1930—1931	—4,3	—1,1
1921—1922	+6,2	—1,9	1931—1932	—2,6	—0,7
1922—1923	+1,7	—0,2	1932—1933	—4,9	—1,1
1923—1924	+3,6	+0,1	1933—1934	+2,6	+0,6
1924—1925	—2,6	—1,0	1934—1935	—1,3	—0,3
1925—1926	—2,4	—0,9	1935—1936	—1,8	—0,3
1926—1927	—1,3	—0,7	1936—1937	+1,1	+0,3

Эти данные позволяют начертить график (рис. 2).

Заметим, что для американского населения, чья возрастная структура в течение рассматриваемого периода была достаточно правильной, влияние изменений струк-

¹ Pascal K. Whelpton and Arthur A. Campbell, Fertility Tables for Birth Cohorts of American Women. — "Vital Statistics — Special Reports", vol. 51, 1960, N 1.

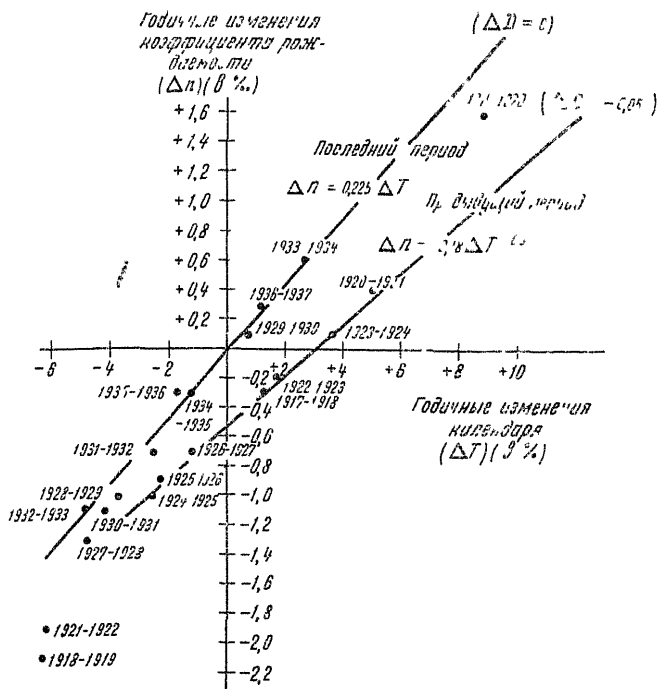


Рис 2 Годичные изменения в суммарной плодовитости к ΔD , календаре (ΔT) и коэффициенте рождаемости (Δn)

туры почти не должно было ощущаться, так что при нашем анализе можно пренебречь этой переменной.

Наоборот, третью переменную — суммарную плодовитость поколений — нам необходимо знать и учитывать. Вот соответствующие данные (число рожденных живыми на одну женщину) для поколений, в наибольшей степени влияющих на плодовитость женщин за изучаемые годы (см. табл. на стр 62).

Изменения рождаемости и изменения календаря рождений. Если исключить периоды 1918—1919, 1919—1920 и 1921—1922 гг, отмеченные значительными следующими одно за другим колебаниями в конце первой¹

¹ В оригинале — второй — Прим перев

Поколение ¹	Суммарная плодовитость	Поколение	Суммарная плодовитость	Поколение	Суммарная плодовитость
1887	3,24	1897	2,72	1907	2,28
1888	3,22	1898	2,65	1908	2,28
1889	3,17	1899	2,62	1909	2,23
1890	3,13	1900	2,58	1910	2,27
1891	3,06	1901	2,51	1911	2,29
1892	3,01	1902	2,44	1912	2,30
1893	2,97	1903	2,43	1913	2,33
1894	2,91	1904	2,39	1914	2,33
1895	2,86	1905	2,34	1915	2,33
1896	2,80	1906	2,31	1916	2,39

мировой войны¹, то видно, что точки, соответствующие остальным изменениям Δn и ΔT , аппроксимируются двумя прямыми:

соответствующей изменениям более удаленного от нас периода;

соответствующей изменениям более позднего периода.

Последняя прямая проходит очень близко от начала координат, тогда как первая пересекает координатные оси в точках

$$\Delta n = -0,54\%_0; \quad \Delta T = 0,03\%.$$

Проанализируем вначале более поздние данные: они характеризуют изменения Δn и ΔT приблизительно за период с 1930—1931 по 1936—1937 г. Женщины в возрасте от 20 до 30 лет, имеющие наиболее высокую плодовитость, в эти годы принадлежали к поколениям, у которых суммарная плодовитость варьировала незначительно. Если принять в качестве показателя этих вариаций суммарную плодовитость поколений женщин, достигших в соответствующие годы 25-летнего возраста, имеем:

для 1930 г.—2,34	для 1934 г.—2,23
» 1931 г.—2,31	» 1935 г.—2,27
» 1932 г.—2,28	» 1936 г.—2,29
» 1933 г.—2,28	» 1937 г.—2,30

Пользуясь наблюдениями за этот период, мы находимся, следовательно, в особо выгодном положении,

¹ 1920—1921 гг. отличаются от остальных, что требует специального анализа относящихся к этому периоду данных.

благодаря тому, что влияние изменений суммарной плодovitости почти полностью элиминировано. А так как изменения структуры также были незначительными¹, о чем говорилось выше, то анализируя наблюдения, относящиеся к 1930—1937 гг., мы можем рассматривать изменения коэффициента рождаемости только как следствие изменений календаря.

Сам факт, что соответствующие точки на рис. 2 расположились на прямой, проходящей через начало координат, является подтверждением только что сказанного. Действительно, в начале координат одновременно

$$\Delta n = 0$$

и

$$\Delta T = 0;$$

это означает, что если календарь неизменен², то неизменен также и коэффициент рождаемости, из чего, в свою очередь, следует, что при несущественном влиянии структуры суммарная плодovitость остается почти постоянной.

В нашем примере при принятом масштабе (ΔT — в процентах, Δn — в промилле) имеем приблизительно:

$$\Delta n = 0,225 \Delta T,$$

где коэффициент 0,225 зависит от структуры населения³. Эта формула, вероятно, справедлива лишь в пределах ограниченных изменений n и T .

Чтобы привести читателю пример, предположим, что полученный коэффициент (0,225), отражающий влияние структуры, действителен и для современного французского населения; тогда, чтобы объяснить снижение рождаемости во Франции с 1966 по 1967 г.

¹ Структура должна была бы быть достаточно деформированной для того, чтобы за несколько лет последствия структурных изменений могли бы ощутимо сказаться на коэффициенте рождаемости.

² Или, по крайней мере, T неизменно, что, очевидно, может иметь место за счет взаимной компенсации календарей различных поколений.

³ Если отсутствует влияние структуры как фактора, изменяющегося во времени, то структура сама по себе всегда, очевидно, воздействует на коэффициент рождаемости, а следовательно, и на изменения этого коэффициента под влиянием изменений других переменных.

(17,1‰—16,8‰=0,3‰) исключительно изменениями календаря, надo было бы допустить, что это последнее привело бы к изменению T . Величина этого изменения определяется как

$$\Delta T = \frac{1}{0,22} - \frac{1}{0,225} (0,6) = 0,027.$$

При подобном же объяснении перехода значения от 18,1‰ в 1961 г. к 17,6‰ в 1965 г. и к 17,4‰ в 1966 г. значения ΔT соответственно равны 0,022 и 0,009.

Следовательно, между 1964 и 1967 гг. общее снижение T составляло бы около 0,06, что намного меньше снижения, наблюдавшегося в прошлом в США и Швеции¹, где, например, во время экономического кризиса 30-х годов снижение T на 0,10—0,12 на протяжении 3 лет наблюдалось несколько раз, так же как годовое снижение порядка 0,55. Кажется поэтому вполне резонным полагать, что снижение коэффициента рождаемости по Франции между 1964 и 1967 гг. еще не дает оснований ожидать какого-либо снижения суммарной плодovitости поколений.

Дадим теперь объяснение распределению точек, относящихся к более раннему периоду, охватывающему приблизительно 1920—1926 гг. Снова используя суммарную плодovitость поколений женщин, в соответствующие годы достигавших 25-летнего возраста, для характеристики динамики суммарной плодovitости на протяжении периода, в этом случае имеем:

для 1920 г — 2,86	для 1924 г — 2,62
> 1921 г — 2,80	> 1925 г — 2,58
> 1922 г — 2,72	> 1926 г — 2,51
> 1923 г — 2,65	

Таким образом, в этот период наблюдаются постоянные ощутимые изменения суммарной плодovitости поколений женщин. Поэтому и изменения коэффициента рождаемости n в этот период обусловлены одновременно как изменениями календаря, так и изменениями суммарной плодovitости. Точки, в которых прямая пересекает оси координат, имеют следующие значения:

¹ Относительно этой последней страны см. наше сообщение на Международной конференции по народонаселению в Варне (1968 г) "Signification des mesures de la fécondité du moment".

на оси абсцисс при $\Delta n = 0$, $\Delta T = 0,03$: при прогрессирующем снижении суммарной плодовитости поколения, о котором дает представление только что приведенный динамический ряд, для того, чтобы n оставалось постоянным, необходимо ежегодное увеличение T на 0,03;

на оси ординат при $\Delta T = 0$, $\Delta n = -0,54\%$: при неизменном календаре¹ прогрессирующее снижение суммарной плодовитости влечет за собой снижение коэффициента рождаемости на 0,54‰ в год.

На этот раз связь между ΔT и Δn (ΔT в ‰, Δn в ‰) выразится следующим образом:

$$\Delta n = 0,18, \Delta T = -0,54.$$

Можно считать, что эта прямая отражает отношение, связывающее годовые изменения Δn коэффициента рождаемости с годовыми изменениями величины T при гипотезе снижения суммарной плодовитости от поколения к поколению примерно на 0,055 живорождений².

Обратившись к графику на рис. 2, мы видим, что снижение коэффициента рождаемости во Франции между 1966 и 1967 гг. ($-0,6\%$) могло бы быть почти полностью объяснено с помощью гипотезы о снижении суммарной плодовитости поколений на 0,055 живорождений в год, календарь же рождений оставался бы при этом почти неизменным.

Обобщение. Опираясь на две аппроксимированные прямые, изображенные на рис. 2, можно набросать эскиз семейства прямых ΔD (рис. 3), каждая из которых соответствует определенному темпу изменений суммарной плодовитости. При этом прямая, проходящая через начало координат, образует линию раздела между прямыми, соответствующими убывающей плодовитости (расположенными ниже прямой, проходящей через начало координат), и прямыми, соответствующими возрастающей плодовитости (расположенными выше прямой, проходящей через начало координат).

Это семейство прямых позволяет определить все возможные сочетания ΔT и ΔD , отвечающие каким-либо наблюдающимся изменениям Δn коэффициента рож-

¹ Или — менее жесткое условие — при неизменном T .

² Такой темп снижения наблюдался в последних поколениях XIX в. В целом для поколения 1875—1900 гг. рождения он несколько ниже — 0,05.

возрастного состава. Детали этой дискуссии¹ не представляют интереса для настоящей цели. В то же время она является отправной точкой в исследовании Деррика, где речь идет о том, чтобы объяснить, как следует расценить расхождения между ожидаемым возрастным составом на основе передвижек данных предыдущей переписи и фактическим возрастным составом, полученным последующей переписью. Прежде всего следует, естественно, исправить фактический возрастной состав путем устранения ошибочных сведений о возрасте, полученных при переписи. Но это в интересующей нас связи не имеет большого значения (как считал и Деррик).

Полученный разрыв только в незначительной доле зависит от несовершенства регистрации рождений, приводящего к относительно небольшой ошибке в передвижках возрастного состава населения, но в большой мере зависит от того, что фактическая смертность в течение периода исчисления протекала иначе, чем следовало ожидать по таблицам смертности, положенным в основу расчетов. Это иное протекание фактической смертности привело Деррика при рассмотрении смертности к подходу с точки зрения реального поколения.

Такой подход мог быть продемонстрирован по таблице с данными об умерших по возрастным группам (от 5 до 15, от 15 до 25, от 25 до 35 ... от 75 до 85) за период всех английских таблиц смертности с 1846 по 1923 г. Из этой таблицы (с возрастными группами по вертикали и календарными периодами по горизонтали) прежде всего вытекало снижение смертности от более ранних к более поздним периодам. Одновременно оказывалось, что увеличение смертности от младших возрастных групп к старшим замедлялось от периода к периоду. Кроме того, обнаружилось также, что сравнимые отрезки каждого волнообразного движения одинаково отстоят друг от друга в соответствии с разницей в возрасте от одного периода к следующему.

¹ Справки об обширной англо-американской литературе даются в книгах Вольфендена и Спигельмена. Новая Зеландия, вероятно, единственная страна, в которой (после переписи населения 1921 г.) были проведены выборочная проверка и исправление сведений о возрасте по переписи на основе данных регистрации рождений. См. I. N. "Population Bulletin", N 2 (October 1952).

Выражаясь иначе, изменениям в смертности в возрастной группе от 25 до 35 лет между 1866 и 1876 г. соответствовали изменения в возрастной группе 35—45 лет в течение периода с 1876 по 1886 г., возрастной группы 45—55 лет в периоде с 1886 по 1896 г. и т. д. Из этого наблюдения о сходствах по диагонали таблицы Деррик заключил о влиянии на смертность «принадлежности к поколению, которое как-то связано с периодом рождения». Графическое изображение показателей, расположенных по диагонали (т. е. по поколениям), выявило бросающийся в глаза параллелизм кривых смертности. Автор заключил отсюда — со всей надлежащей осторожностью — о существовании специфической для поколений способности к выживанию, причем перспектива доживания от данного возраста к следующему в молодых поколениях соответственно выше, чем в старших поколениях.

Вопрос имел и свою практическую сторону, поскольку сделанное наблюдение означало, что страхование с расчетом страховых премий на основании вероятности дожития старших поколений нуждается в поправках. В этом отношении наблюдение Деррика было поистине революционным.

К счастью, в отчетах английских научных обществ вместе с докладом публикуется и следующая за ним дискуссия. Мы имеем возможность, таким образом, еще и теперь знакомиться с непосредственной реакцией слушателей на открытие Деррика. Известный медицинский статистик Гринвуд нашел, что подход с точки зрения поколения не нов. В. П. Элдертон¹, наоборот, особенно приветствовал то, что его молодой сотрудник не побоялся новой идеи². В последующие годы в демогра-

¹ W. P. Elderton, *Forecasting Mortality* — *Skandinavisk Aktuarietidskrift*, vol 15, 1932, pp. 45—64.

² Здесь сделано ударение на развитии идеи в Англии 30 лет назад, что не может, однако, служить препятствием к исследованию ее более старой истории. Н. Б. Райдер в своей неопубликованной диссертации «Когортный подход» (*The Cohort Approach*, Princeton, 1951) в гл V «Новое измерение» (*New Dimension*) обратил внимание на то, что В. Лексис уже около 1875 г. предложил в анализе брачности установить прежде всего порядок брачности различных поколений. Г. Манер вновь поставил в 1897 г. вопрос о построении таблицы брачности по годам вступления в брак (*"Jahresgrundstock von Ehen"*) с учетом изменений в составе, особенно тех, которые произошли в результате миграции

фической литературе все больше внимания уделялось анализу демографических данных по поколениям. Одна из первых попыток разработать данные о плодovitости для различных когорт была проведена в английской статистике для четырех когорт женщин—с годами рождения 1848, 1858, 1868 и 1878¹. Далее следует указать на графичность этого вопроса в целом в книге Д. В. Гласа². В то же время два актуария страховой компании Metropolitan Life Insurance Company Нью-Йорка сделали доклад в Американском статистическом обществе, в котором ставили вопрос о построении таблиц смертности по поколениям³. В этом докладе сравнены возможности и преимущества таблиц смертности для поколений по сравнению с обычной формой таблиц смертности для определенного промежутка времени, которые являются результатом «поперечной» статистики. Можно считать, что работа Деблина и Спигельмана обеспечила самый широкий прием идеи когортного анализа⁴. Последний не ограничивался только смертностью, но распространился и на исследование воспроизводства и брачности. Дальнейшее изложение посвящено когортному анализу в области статистики плодovitости, которая в последнее время находилась в центре обсуждаемых проблем. Только попутно здесь следует указать, что применение когортного анализа в других областях, например в статистике образования, также возможно и полезно.

(“Statistik und Gesellschaftslehre”, 2. Band—“Bevölkerungsstatistik, 1. Auflage. Freiburg i. B., S. 155, 2. Auflage, Tübingen, 1926, S. 284, 852). Необходимо также указать подходы к когортному анализу в немецкой статистике после 1930 г. (см. особенно F. Hage, Statistik der natürlichen Bevölkerungsbewegung, в сб. “Die Statistik in Deutschland”, hrsg. von F. Burgdörfer, Berlin, 1940, Bd. 1, S. 257/258).

¹ C. D. Rich, The measurement of population growth.—“Journal of the Institute of Actuaries”, vol. 45, 1934, pp. 38—74.

² D. V. Glass, Population, policies and movements in Europe, Oxford, 1910.

³ L. Dublin, M. Spiegelmann. Current versus generation life tables—“Human Biology”, Vol. 13, December 1941. Baltimore, pp. 439—458, также и M. Spiegelmann, Introduction to Demography, Society of Actuaries, Textbook, Chicago, 1955, p. 97 с перепечаткой кривых Деррика.

⁴ Термин «когорта» (cohort), которому следует отдать предпочтение перед подающим повод для недоразумений термином «поколение», был в данной связи, по-видимому, в первый раз в

II. Развитие методологии

Прежде чем обратиться к вопросу о дальнейшем развитии методологии, уместно сделать попутное замечание об отношении когортного анализа к другим методам. Примерно в то же время, когда зародилась идея когортного анализа, получили широкое распространение в качестве демографических измерителей показатели воспроизводства в различных их разновидностях, особенно в виде нетто-коэффициента воспроизводства. Показатели эти стали широко известны в 30-х годах в англосаксонской литературе благодаря работам Кучинского¹. Нетто-коэффициент воспроизводства должен был служить в качестве показателя сохранения, увеличения или суждения численности населения в соответствии с данными о плодовитости и смертности за ограниченный промежуток времени — один календарный год.

Осмысленное применение этого показателя предполагает существование хотя бы приблизительно «стабильного» населения (в том смысле, как это вытекает из модели Лотки)². Однако как раз это предположение, как бы интересно, даже изящно, ни было его математическое построение, отнюдь не соответствовало больше действительному развитию населения в западных странах. Уже условия движения населения, создавшиеся в результате первой мировой войны и далее в результате экономиче-

1947 г. погребен Уэлпоном на заседании Международного статистического института в Вашингтоне. Около 1949 г. он получил широкое распространение. См. *G. J. Stolnitz, N. B. Ryder* "Recent discussion of the net reproduction rate—"Population Index", vol. 15, Apr. 1949 (Princeton), pp. 114—128 (с указаниями литературы) и *P. K. Whelpton*. "Cohort analysis of fertility"—"American Sociological Review", vol. 14, December 1949, pp. 735—749. В выступлении Хайнала в 1946 г. в дискуссии по данному вопросу в английской комиссии ("Papers of the Royal Commission on Population", vol. II, "Reports and Selected Papers of the Statistics Committee", London, 1950, pp. 134—177) термин «когорта» не встречается, но он используется уже в предварительном отчете о "family census" (там же, стр. 87—133) Д. В. Гласком и Гребеником. При этом всегда имелись в виду реальные, а не гипотетические когорты.

¹ См. *R. Kuczynski*, *The Analysis of Vital Statistics*.—"Econometrica" 1938, май и август, *его же*, *The measurement of population growth*, New York, 1936.

² *A. J. Lotka*, *Theorie analytique des associations biologiques* deuxième partie, 1939; основывается на ходе мыслей В. Борткевича

ского кризиса конца 20-х и начала 30-х годов, и следующие порой за этими событиями изменения характера движения числа браков и рождений должны были проявиться в значительных колебаниях нетто-коэффициента воспроизводства за короткие промежутки времени. Только постепенно возникало сознание того, что колебания наслаивались на гораздо более знаменательные длительные тенденции небольших изменений и перекрывали их.

Наоборот, не исключено, что даже серия не меняющихся или незначительно колеблющихся показателей воспроизводства не отражала правильно существенные длительные тенденции. В той мере, в какой демография становилась на службу политики населения, она должна была находить в этом показателе воспроизводства из-за его краковременности лишь несовершенный способ измерения. Поскольку она делала попытки производить расчеты населения на будущее, показатель воспроизводства тоже не находил применения. Отдавалось предпочтение чисто эмпирическим методам, как это делалось в работах В. Томпсона и П. К. Уэлптона¹.

Надежды на то, что показатель воспроизводства станет единственным и достаточным измерителем плодovitости, без сомнения, не оправдались. Одна из причин, если не наиболее существенная, того, что не сбылись надежды, которые возлагались на показатель воспроизводства как на орудие демографического измерения, состоит, по-видимому, в том, что он связан с анализом в поперечном разрезе².

Более реалистичным как раз в условиях характерных для последних 25 лет значительных колебаний в плодovitости оказался принцип подхода с точки зрения реального поколения—измерения и сравнения в продольном разрезе кумулятивной плодovitости групп женщин

¹ См. особенно *P. K. Whelpton* An empirical method of calculating future population—"Journal of the American Statistical Association", vol. 31, September 1936, pp 457—473

² В англосаксонской литературе при определении данного показателя исходят не из различий в поперечном и продольном разрезе наблюдения; он рассматривается как показатель для календарного периода («period index»). Такое толкование гермина связано с тем, что показатель рождаемости за определенный календарный год мыслится лишь как точка во временном ряду таких показателей.

одинаковых лет рождения, или одинаковых лет вступления в брак. Все дело было в том, чтобы использовать эту основную идею для создания методически безупречного и действенного орудия для понимания процесса развития населения¹. Как требующиеся для этого предварительные методические и экспериментальные работы, так и основывающиеся на них систематические исследования фактического материала обозначаются термином «когортный анализ». В этом направлении продолжали работать в Англии, Франции и Соединенных Штатах. «Реджистер Джeneral»² Англии и Уэлса использовал дополнение к закону о статистике 1938 г. для введения в государственную статистику разработки рождаемости и смертности по когортам. Первые результаты были опубликованы только после войны³. Первый номер (1941 г.) сборника монографий, который позже выпускался Национальным институтом демографических исследований, содержал работу П. Депуа. В ней на основе большого количества расчетов установлена общая плодовитость 16 когорт—годов рождения 1826—1930 до 1901—1905⁴ для Франции. Аналогичная работа была опубликована в 1947 г. Т. Д. Вуфтером—научным директором Федерального агентства обеспечения («Federal Security Agency») для Америки⁵.

Следует подчеркнуть, что значительное участие во внедрении когортного метода принимала государственная статистика соответствующих стран. Интерес офи-

¹ Уэлптон сам попытался прежде всего внести поправки в обычные данные о плодовитости по возрасту, по порядку рождения, по возрасту вступления в брак матери. Его статья "Reproduction rates adjusted for age, parity, fecundity and marriage"—"Journal of the American Statistical Association", vol. 41, December 1946, pp. 501—516 заслуживает того, чтобы быть прочитанной еще и сейчас особенно из-за того, что он впервые отметил различия между гипотетическими и реальными когортами.

² "Registrar General"—возглавляющий "General Register Office".—Прим. ред.

³ Кроме работ "Royal Commission" следует указать на отчеты "The Registrar General" Statistical Review of England and Wales". Text, Civil, 1940—1945 (London, 1951) и 1946—1950 (London, 1954).

⁴ P. Depoid, Reproduction nette en Europe, Paris, 1941.

⁵ T. J. Woofter, Complete generation reproduction rates.—"Human Biology", vol. 19, N 3, September 1947. «Федеральное агентство обеспечения» позднее было преобразовано в «Департамент здравоохранения, образования и благосостояния».

циальных статистических учреждений к новому направлению следует особенно высоко оценить, поскольку в самом начале выявились большие практические трудности при получении и подборе необходимого цифрового материала. К этим трудностям мы еще вернемся. Во всяком случае, демографическая наука могла рассчитывать на полное понимание и на поддержку статистических учреждений, когда она после второй мировой войны интенсивнее занялась проблемой когортного анализа¹.

В первые послевоенные годы в большинстве стран Запада необычно возросло число рождений. На основании показателей воспроизводства не было возможности определить, какая часть этого роста была вызвана наверстыванием отложенных рождений, какая часть — возможно подлинным увеличением среднего размера семьи и какая часть связана с временным совпадением наверстывания, более раннего вступления в брак или сокращения интервалов между рождением и тем самым сужения периода плодovitости брака.

В то же время можно было установить, что все прежние «прогнозы» движения населения (которые основывались на довоенных цифрах) оказались преуменьшенными. Говорили о демографической революции неожиданных масштабов, или, осторожнее, о переломе в направлении динамики плодovitости², но в исследованиях не делались пока оптимистические выводы, хотя это новейшее развитие, казалось, опровергало пессимизм 30-х годов. Исследователи воздержались от быстрого построения новых гипотез. Время, казалось, еще

¹ Эта сорочестная работа наша, например, в Англии свое выражение в тесной деловой и личной связи между Комитетом по исследованию населения Лондонской школы экономики и "General Register Office". В отношении Соединенных Штатов следует указать, что Американская ассоциация народонаселения для совместной работы в Бюро censов имеет постоянную комиссию, которая консультативно участвовала в подготовке переписи населения 1960 г.

² Этот перелом нашел выражение в многократно выдвигаемой так называемой «транзиторной» теории. См. *F. W. Notestein, Population — The long view in сб. "Food for the World" pp 36—57, изд. Т. В. Шульца, Чикаго, 1945, несомненно, созвучно с возродившейся дискуссией о теории народонаселения Мальтуса. См. также R. B. Vance, Is theory for Demographers? — "Social Forces", vol 31, October 1951, pp 9—13.*

не созрело для новой теории движения населения¹. Вместо этого демографические исследования заботились о методологической разработке предоставленного когортным анализом нового инструмента.

Коротко можно сказать: с помощью когортного анализа надеялись лучше ответить не только на вопрос «сколько» в отношении частоты рождений и ее колебаний, но одновременно приобрести лучшую основу для решения до того времени неразработанного вопроса «когда». Дело заключается в том, чтобы анализировать полученный первичный материал распределенных во времени показателей рождаемости, сгруппированных по когортам матерей и по порядку рождения и по интервалам между рождениями, и выяснить, в какой мере ожидаемое (или «нормальное») «когда» совпадает с фактически наблюдаемым и как последнее связано с откладыванием, наверстыванием или предвосхищением в генеративном поведении когорты.

III. Состояние работ и задачи когортного анализа

Необходимо в какой-то мере коснуться вопроса о том, какими должны быть статистические данные и методы их получения. Нужно показать, как обстоит дело в настоящее время особенно в англосаксонской литературе.

Насколько прост сам принцип замены серии показателей брачной плодовитости по календарным периодам — наблюдением за поведением последовательных когорт (например, матерей одинаковых годов вступления в брак или одинаковых годов рождения, в отношении общего числа детей, порядка рождения и интервалов между рождениями), настолько оказалось трудным получить безупречный материал для такого исследования. Проведение такого исследования предполагает, что общее число рождений может быть распределено по году вступления в брак или году рождения матери, по очередности рождения и интервалам между рождениями по достаточно большому числу реальных когорт.

¹ К сожалению, здесь невозможно сравнить это направление с намерениями и выводами учения о народонаселении Г. Макенрота

Далее оно предполагает, что такой материал может быть подразделен с точки зрения социального расслоения и религиозной принадлежности, различий между городом и сельской местностью и с других социологических точек зрения, важных для изучения развития и построения семей. Для такого анализа необходимо иметь — в зависимости от числа наблюдаемых когорт и интервалов времени между ними, с учетом активного периода плодовитости когорт примерно от 20 до 30 лет¹ — единообразный материал за очень длительный общий промежуток времени. Если, например, необходимо исследовать изменения в генеративном поведении 15 когорт, отстоящих друг от друга на 4 года, полагая, что активный период плодовитости когорты составляет 25 лет, то промежуток между данными за первые годы и последние годы составит 150 лет². Исследование Уэлптоном³ 11 когорт по году рождения с интервалами через 5 лет и с частично законченной, частично незаконченной плодовитостью, охватывало 70 лет (с включением 20 лет с исчислениями). Эти примеры в достаточной степени показывают, каковы должны быть промежутки времени, о которых идет речь.

Для проведения обстоятельного когортного анализа (например, для анализа плодовитости по году вступления в брак) имеются следующие пути: во-первых, переписи населения, если они учитывают распределение всех детей по году вступления в брак матерей и датам рождения; во-вторых, выборочные обследования типа семей-

¹ Английская семейная перепись показала по Великобритании, что в молодых когортах по сравнению со старыми сократилось не только общее число детей, но и продолжительность фактического периода плодовитости. См. "Papers of the Royal Commission on Population", vol VI, part I, Report, London, 1954, cap. 6, par. 10, p. 83.

² По-видимому, вкралась опечатка. При расчетах плодовитости 15 когорт по году рождения, отстоящих друг от друга на 4 года и прослеженных до 50 лет (если наблюдение начинается с года рождения женщины), необходимы очевидно, данные за $50 + (14 \times 4) = 106$ лет. Если наблюдение начинается с возраста начала периода плодовитости, принимая длительность последнего, как это предлагает автор, в 25 лет, данные должны охватывать промежуток времени $25 + 56 = 81$ год. — *Прим. ред.*

³ P. K. Whelpton, Cohort fertility: Native white women in the U.S., Princeton, 1954. См. также первое сообщение Уэлптона "Cohort analysis of fertility (note 8, p. 23).

пой переписи Гласса-Гребеника¹: в-третьих, данные текущей статистики рождений, отнесенные к соответствующей численности населения по продолжительности брака и порядку рождения, поскольку погодные данные о состоящих в браке могут быть использованы для определения численности различных когорт по продолжительности брака и на основе этого численности когорт по году вступления в брак.

Все эти направления были использованы. Недостатки первого наиболее очевидны. Для того чтобы по возможности полно учесть все факты, существенные для социологически удовлетворительной оценки построения семьи, фактические данные оказываются недостаточно полными. Анализ данных переписей населения распространяется только на живущих матерей². В отношении старших поколений данные часто страдают неполнотой в перечислении взрослых и умерших детей. Редко даются сведения о датах рождения всех детей.

Развитие выборочного метода как в единовременных, так и в регулярных обследованиях создаст перспективы получения улучшенного материала для когортного анализа. Выборочные обследования пригодны для детального учета в идеальном случае всех перечисленных Райдером³ переменных, а именно числа рождений, дат рождений и дат вступления в брак матерей, промежутков времени между событиями (возраст вступления в брак, возраст и продолжительность брака ко времени рождений различных очередностей и интервалы между рождениями). Так, в английской семейной переписи 1946 г. был поставлен (вероятно, в первый раз) вопрос о точной дате рождения каждого ребенка.

¹ "Papers of the Royal Commission on Population", vol. VI: "The trend and pattern of fertility in Great Britain, a report on the family census of 1946", by D. V. Glass, E. G. Grebenik, in two parts, London, 1954.

² Эти трудности возникают и при выборочных обследованиях второй путь). См. Гласс-Гребеник в вышеприведенном источнике, p. 86 (Par. 14).

³ N. B. Ryder, The comparative relevance of cohort aggregation and of increased specificity in the determination of the trend in fertility.—"Proceedings of the World Population Conference", 1954, Papers, vol. IV, pp. 417—429, а также *его же*. Problems of trend determination during a transition in fertility—"Milbank Memorial Fund Quarterly", vol. 34, January, 1956, New York, pp. 5—21.

Полученный материал может быть легко сгруппирован по когортам.

Повторные выборочные обследования дают возможность проследить изменения, происшедшие к моменту следующего обследования, и тем самым сравнить прогнозы с фактическим поведением реальных когорт. Достоинства грядущего источника зависят от единообразия текущей статистики рождений и продолжительности ее существования¹. Задолго до того, как была достигнута полная регистрация в Англии и Уэльсе, доминионы давали распределение годовых данных о родившихся по очередности рождения и по продолжительности состояния матери в браке. В Австралии такие ряды существуют почти 50 лет², в Новой Зеландии — с 1913 г. и в Канаде — с 1927 г. Трудности для получения этих данных по Соединенным Штатам в целом, где регистрацией рождений ведают 48 штатов, по которым трудно было достигнуть единообразия, достаточно полно отражены в большой работе Уэлптона.

IV. Значение когортного анализа для социальных исследований

Заканчивая обзор, можно указать на обстоятельство, представляющее интерес для социальных исследований, и на неразрешенную еще проблему.

С развитием нового метода статистического изучения демографических процессов, как уже указывалось, началось более тесное соединение демографической постановки вопроса с семейно-социологической. В Англии и Франции это очевидно для каждого, кто знаком с новейшими работами эмпирической социологии³. В

¹ Перспективы международных сравнений станут шире, как только будут проведены в жизнь рекомендации статистической службы Организации Объединенных Наций. См. "Handbook of Vital Statistics Methods" Studies in Methods, Serie F, N 7, 1955, New York

² Я полагаю, что раннее проведение такой разработки в Австралии объясняется влиянием Д. Ниббса, труд которого «The mathematical theory of population etc.» (Census of the Commonwealth of Australia, April 1911, vol. 1, Appendix A., 466 p.), появившийся в 1917 г., заслуживает большего, чем только внимание историка.

³ Хороший обзор содержится в статье Д. В. Гласса "Some aspects of the development of demography".—*"Journal of the Royal Society of Arts"*, vol. 104, September 1956, pp. 854—863.

Соединенных Штатах связь не всегда ясна¹, но тем не менее надо признать, что она существует, если вспомнить социологические исследования того типа, какое было проведено в Индианаполисе². Соединение демографического анализа и социологической постановки вопроса приводит к тому, что весь вопрос специальной теории народонаселения должен быть поставлен по-новому. Он не может быть разрешен только методами демографии. Нужно, чтобы последняя рассматривалась в рамках социологической теории.

Еще не разрешен вопрос, может ли и в какой мере из когортного анализа выйти подходящий метод для перспективного расчета движения населения³. Ведь не только свыше 20 лет проходит, пока завершится период плодovitости реальной когорты одной и той же даты

¹ А. Сови высказывается в журнале "Kyklos", vol. 10, № 2, 1957 на стр. 231 как представитель французской школы социально-направленной демографии, быть может, слишком критично по этому вопросу.

² См. статью C. V. Kiser, Exploration of possibilities for new studies of factors affecting the size of family.—"Milbank Memorial Fund Quarterly", vol. 31, October 1953, pp. 436—480 и C. F. Westoff, Social change and fertility in the United States.—"Transactions of the Third World Congress of Sociology", vol. IV, London, 1956, pp. 41—49.

³ Уэллтон отвечает на этот вопрос определенно положительно. См. "Census Projections: Some Areas of Doubt".—"The Conference Board Business Record", New York, August 1956, pp. 2—6. Предложены два вида когортных таблиц для группировки рождаемости по календарным годам: а именно, во-первых, для когорт женщин одних и тех же лет рождения и, во-вторых, для когорт женщин одних и тех же лет вступления в брак. Однако ни в перспективных расчетах Королевской комиссии по населению, ни в текущих публикациях Бюро переписей США они не были использованы. См. "Papers of the Royal Commission", vol. II, pp. 213—301 ("Population Projections for Great Britain 1947—2047") и US-Bureau of the Census "Current Population Reports: Population Estimates", Series P-25, N 123, (October 1955) "Revised Projections of the U. S., by Age and Sex, 1960 to 1975"

Примененные в Америке методы перспективных расчетов иногда обозначаются как «метод доживания когорт» ("cohort survival method"), но это соответствует действительности с двумя существенными ограничениями: 1) вымирание реальных когорт живущего населения рассчитано по предстоящей продолжительности жизни гипотетических когорт таблиц смертности, 2) ожидаемая рождаемость в каждом календарном году основывается не на когортном анализе, а на показателях плодovitости поперечного разреза. См., например, M. E. Garnsey и R. E. Pelz, A projection of the population of Colorado, (Boulder, Colorado, 1955) Обобщающее обсуж-

вступления в брак, но также и более чем на 20 лет когорты с законченным периодом плодovitости отделены от самых молодых когорт, поведение которых оказывает наибольшее влияние на современную и будущую рождаемость населения. Именно в периоды значительных колебаний числа рождений, какие происходили в течение последних 10 лет с сопровождающими их социальными изменениями, опыт когорты на 20 лет более старых оказывается мало пригодным для определения ожидаемого поведения современных когорт и тех, которые последуют за ними. Демографы и социологи с вполне понятной заинтересованностью ждут результатов многочисленных попыток решить этот вопрос. Понятна и известная боязнь опрометчивого решения, если вспомнить, что почти все прогнозы развития населения, которых было сделано так много в 30-х годах, не оправдались.

Перевела Р. И. Сифман

ление этого вопроса имеется у М. Спигальмена ("Introduction to Demography" 1955, pp. 174—176).

(В настоящее время американские расчеты ожидаемой рождаемости производятся в основном по методу когорт. См. "Current Population Reports. Population Estimates. Projections of the population of the United States by age and sex. 1964—1985". U. S. Department of Commerce Series P.—25. № 286.— *Прим. ред.*).

Жан-Клод Шатлан и Ролан Пресса

БРАЧНОСТЬ ПОКОЛЕНИЙ ФРАНЦУЗОВ НА ПРОТЯЖЕНИИ СТОЛЕТИЯ

Jean-Claude Chasteland et Roland Pressat. La nuptialité
des générations françaises depuis un siècle - "Popula-
tion", 1962, N 2, pp. 215-238

Эволюция брачности во Франции, поскольку о ней можно судить, наблюдая изменения коэффициента брачности (число вступивших в брак на 1000 жителей за год, рис. 1), определяется наличием пертурбационных колебаний, колебаний, вызванных главным образом войнами (наполеоновскими, войнами 1870—1871 гг., 1914—1918 гг. и 1939—1945 гг.) и, в гораздо меньшей степени, экономическими кризисами (между 1930 и 1938 гг.) Если мы попытаемся выявить по нерегулярным колебаниям в графике какую-то долговременную тенденцию, то мы обнаружим один уровень, близкий к 16‰, для 1825—1870 гг., другой уровень чуть выше 15‰ для 1875—1914 гг. и еще один стабилизировавшийся уровень, близкий к 14‰, для последних лет (после 1955 г.)¹. Существенных сдвигов, происходивших в возрастной структуре населения, достаточно, чтобы объяснить эти небольшие изменения.

Таким образом, после беглого обзора эволюции брачности создается впечатление, что по сравнению со смертностью и рождаемостью (особенно в течение рассматриваемого периода) уровень брачности во Франции в целом весьма устойчив, но в большей степени

¹ В период между войнами за возвратом к почти нормальной ситуации (к 1930—1932 гг.) последовал экономический кризис, так что с 1918 по 1940 г. брачность почти постоянно отклонялась от нормы.

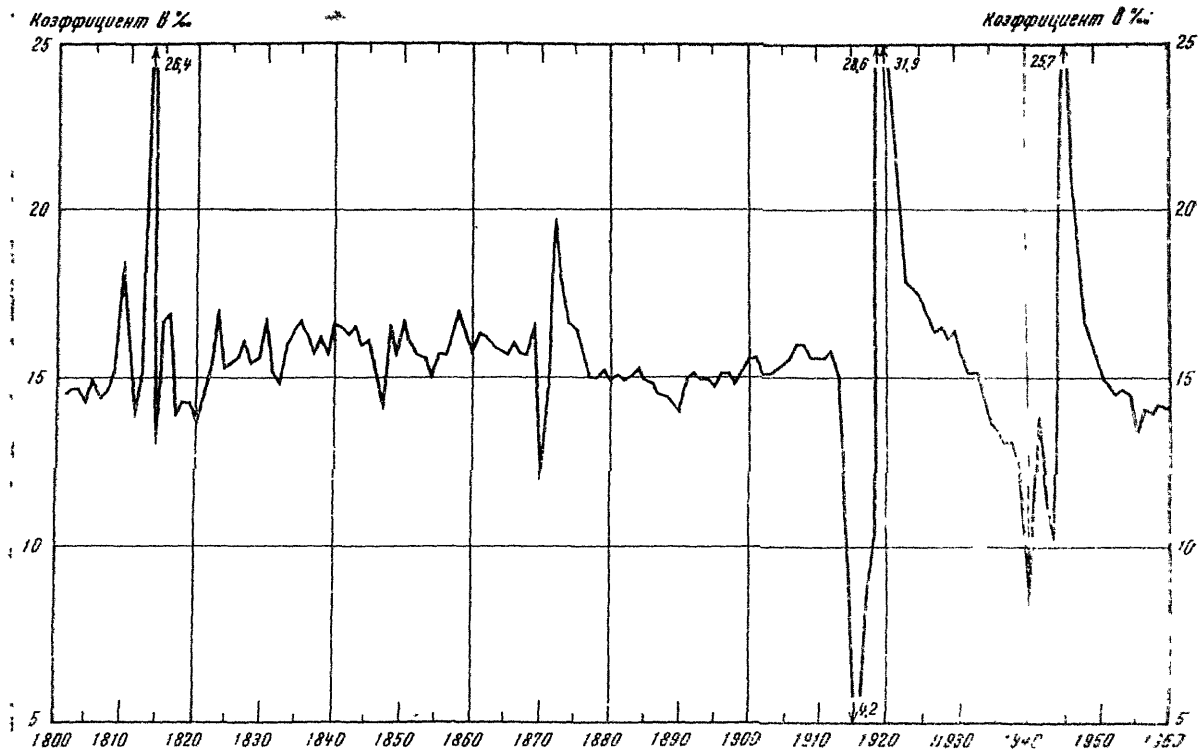


Рис 1. Коефициент брачности во Франции (в %).

подвержен пертурбационным воздействиям конфликтов и кризисов. В конечном счете, именно эти пертурбации и привлекли внимание исследователей.

Брачность по периодам и поколениям

Интерес анализа требует прежде всего различения первых и повторных браков. В дальнейшем речь здесь будет идти только о первых браках, или о браках холостых мужчин и девушек¹.

При анализе брачности от измерений с помощью общего коэффициента брачности переходят обычно к коэффициентам, дифференцированным по возрасту (и полу), которые исчисляются только для бракоспособного населения того или иного возраста (той или иной возрастной группы). Поскольку нас интересуют только первые браки, мы, естественно, рассматриваем только лиц, никогда не состоявших в браке.

Исчисления завершаются составлением таблиц брачности (для не состоявших в браке), которые позволяют описать, как происходят браки *при условии отсутствия смертности* в некоторой совокупности людей (например, 10 000 человек), достигших минимального брачного возраста (18 лет юношей и 15 лет девушек). Так, согласно французской таблице 1930—1932 гг.², на 10 000 женщин, не состоявших в браке в 14 лет³, имеем:

9998	незамужних к 15 годам
9943	» к 16 »

¹ Эти разграничения и ограничения вытекают частично из недостаточности наших теоретических знаний о механизме брачности. Действительно, совершенно очевидно, что вполне удовлетворительное описание и объяснение брачности невозможно без учета значения повторных браков. В равной степени было бы желательно располагать техникой анализа, который не разъединял бы брачность мужчин и брачность женщин.

² См. P. Vincent. La famille normale. — "Population", 1950, № 2, p. 269. Подробности, касающиеся техники построения таблиц, можно найти в L. Henry. Leçons d'analyse démographique Centre de documentation universitaire Paris, 1960; R. Pressat, L'analyse démographique. Methodes Résultats. Applications. P. U. F., Paris, 1961. Эта книга Р. Пресса была издана в русском переводе под названием. «Народонаселение и его изучение» (М., «Статистика», 1966). — Прим. ред.

³ Учтены 111 браков девушек, не достигших 15 лет, которые имели место в 1930, 1931 и 1932 гг.

9 67 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55 56 57 58 59 60 61 62 63 64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94 95 96 97 98 99 100

9 67 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55 56 57 58 59 60 61 62 63 64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94 95 96 97 98 99 100

1012 1013 1014 1015 1016 1017 1018 1019 1020 1021 1022 1023 1024 1025 1026 1027 1028 1029 1030 1031 1032 1033 1034 1035 1036 1037 1038 1039 1040 1041 1042 1043 1044 1045 1046 1047 1048 1049 1050 1051 1052 1053 1054 1055 1056 1057 1058 1059 1060 1061 1062 1063 1064 1065 1066 1067 1068 1069 1070 1071 1072 1073 1074 1075 1076 1077 1078 1079 1080 1081 1082 1083 1084 1085 1086 1087 1088 1089 1090 1091 1092 1093 1094 1095 1096 1097 1098 1099 1100

и, следовательно,

2	14 и 15 годами
75	15 и 16
176	16 и 17
359	17 и 18

Общее число браков, заключенных до 50 лет (в данном случае $10\,000 - 1012 = 8988$), дает меру интенсивности брачности (первые браки женщин в возрасте старше 50 лет крайне редки). Распределение этих 8988 браков по возрасту позволяет исчислить средний возраст вступления в первый брак (*précocité des mariages*)

Мы рассмотрим ниже эволюцию брачности во Франции на протяжении столетия, пользуясь аналогичной моделью с той существенной разницей, что описание брачности будет вестись по *поколениям* или *группам поколений* (совокупностям людей, родившихся в одном и том же календарном году), тогда как в примере, который мы только что привели, речь шла об описании, относящемся к какому-то отрезку времени. Таблица, на которую мы ссылались, предназначена для синтеза и количественной характеристики условий брачности в какой-то период времени, поэтому при ее составлении учитываются все поколения, находящиеся в возрасте от 15 до 50 лет и вступившие в брак в 1930—1932 гг.

В отличие от смертности, для которой такое перенесение на фиктивную когорту условий, наблюдавшихся в различных возрастах у различных возрастных когорт, допустимо, потому что прошлое поколений как будто не влияет на их реакцию на современные условия смертности (отсутствие естественного отбора), в отношении брачности (как и плодовитости) такой синтез условий данного момента чаще всего оказывается недостаточно плодотворным.

Здесь не место воспроизводить всю критику в адрес показателей брачности и плодовитости за календарные

периоды¹. Ограничимся кратким указанием на два пункта:

прошлое поколений, которым, возможно, пришлось пройти через различные пертурбации, влияет на последующее поведение этих поколений таким образом, что показатели за календарные периоды не могут претендовать на отражение воздействия условий только какого-либо одного периода;

помимо воздействия пертурбационных событий, часто наблюдаются более или менее значительные изменения в распределении демографических событий по периодам жизни, т. е. применительно к брачности, сдвиги в ту или иную сторону возраста вступления в первый брак, что не обязательно влечет за собой изменение доли лиц, вступающих в брак в *конечном счете*. При анализе за календарный период — при прочих равных условиях — эти сдвиги (знать о которых, впрочем, весьма интересно) наталкивают на ошибочный вывод о том, будто имеют место изменения в интенсивности изучаемого явления.

Вот почему мы проследим историю брачности во Франции на протяжении ста последних лет, описывая и анализируя особенности различных *поколений*, вступивших в брак на протяжении этого периода.

Анализ в разрезе поколений послужит исходным пунктом исследования, в ходе которого мы будем интересоваться не только случайными отклонениями, но попытаемся дать описание фундаментальных изменений, которые могли произойти.

Доли никогда не состоявших в браке по данным переписей

Если бы у поколений, которые мы выбрали для наблюдения, смертность в возрасте от 15 до 50 лет отсутствовала, для того, чтобы получить числа никогда не состоявших в браке, подобные тем, которые мы извлекли из таблицы брачности 1930—1932 гг., достаточно было бы образовать совокупность из 10 000 никогда не состоявших в браке женщин в возрасте 15 лет и 10 000

¹ См., например, N Ryder, La mesure des variations de la fécondité au cours du temps. — "Population", 1956, N 1, pp. 29—46.

холостых мужчин в возрасте 18 лет и произвести последовательный расчет числа остающихся вне брака к каждому следующему дню их рождения. Это столь же естественный способ вычисления, что и учет числа доживающих до каждого возраста с целью построения таблицы смертности для данного поколения.

Но в действительности необходимо учитывать еще и влияние смертности¹. Оно мешает нам подойти к изучению брачности так же просто, как к изучению смертности². Выполняя последовательный расчет не состоявших в браке в каком-нибудь поколении, мы пришли бы, в конце концов, пройдя через все возрасты, к конечной цифре нуль, потому что смертность уносит всех...

Загемняющее влияние, которое играет смертность, устраняют, подсчитывая для изучаемых поколений доли никогда не состоявших в браке в каждом последующем возрасте. Именно эти доли, выраженные, скажем, в промилле, играют роль показателей чисел никогда не состоявших в браке в таблице брачности.

Однако нетрудно заметить, что эта операция имеет смысл только в том случае, если факторы, изменяющие численность поколения, в каждый данный момент действуют с одинаковой интенсивностью на состоящих и на не состоящих в браке. Только при отсутствии дифференциальных смертности и миграции, доли никогда не состоявших в браке являются корректной мерой чистой брачности.

В действительности так никогда не бывает, что достаточно очевидно в отношении миграции. Да и смертность не состоящих в браке явно выше, чем состоящих в браке, особенно мужчин. Но на практике это приводит лишь к самому незначительному искажению, по крайней мере, если ограничиться измерением брачности между 15 и 50 годами³.

¹ А в равной степени и влияние миграции, пертурбационная роль которой аналогична той, которую играет смертность

² Изучение смертности просто лишь в теории, потому что на практике мы никогда не располагаем средствами длительного наблюдения за одним поколением

³ См по этому поводу *J. Hajnal, Age at Marriage and Proportions Marrying* — "Population Studies", vol. VII, N 2, 1953. (Хайнал был, кажется, первым автором, который систематически пользовался долями никогда не состоявших в браке по поколениям для измерения брачности) После 50 лет смертность достаточно

Имея доли не состоящих в браке, можно вывести из них несколько взаимосвязанных показателей, более удобных при анализе. В частности, так как от числа никогда не состоявших в браке мы непосредственно переходим к числу первых браков по возрастам, можно вычислить средний возраст вступления в первый брак.

На практике проводящиеся каждые 5 лет французские переписи дают структуру населения по семейному состоянию по пятилетним группам возрастов (с некоторыми пробелами, которых мы еще коснемся). Следовательно, после вычисления долей мы получаем не числа никогда не состоявших в браке в возрасте 15, 16, 17, 50 лет, т. е. не числа C_{15} , C_{16} , ..., C_{50} , но величины P_{15-19} , P_{20-24} , P_{25-29} , ..., P_{45-49} — доли (в промилле) никогда не состоявших в браке в возрастных группах 15—19 лет, 20—24 года, 25—29 лет, ..., 45—49 лет, 50—54 года.

Эти величины можно интерпретировать как средние арифметические из долей никогда не состоявших в браке в точных возрастах, которые замыкают соответствующие возрастные группы. Можно считать, таким образом, что

$$P_{30-34} = \frac{C_{30} + C_{35}}{2}.$$

С другой стороны, можно определить удельный вес

высока, и влияние дифференциальной смертности становится тем более заметным, что браки становятся редкими. Вот почему окончательный удельный вес не вступивших в брак (при отсутствии смертности) определяют к 50 годам. Даже и к этому возрасту, согласно Л. Апри (см. *Leçons d'analyse démographique*, Paris, 1930), недооценка реальной доли не так мала, чтобы ею можно было пренебречь: порядка 15—20% у мужчин и 2—5% у женщин. По таблицы смертности по семейному состоянию (1928—1933 гг. и 1933—1938 гг.), на которых основываются эти оценки, кажется, преувеличивают смертность холостых французов (см. *Depoid. Tables nouvelles relatives à la population française. "Bulletin de la statistique de la France". janvier — mars 1938, p. 288*). В конечном счете недооценка составляет, видимо, примерно 8—10% у мужчин и 3% у женщин. При необходимости мы учитываем соответствующие величины в нашем анализе, но доли, фигурирующие в таблицах, получены без такого учета. Отметим еще, что при определенных обстоятельствах дифференциальная смертность может привести к искажениям при измерении брачности в молодых возрастах, как это было во Франции во время войны 1914—1918 гг. у некоторых поколений в наибольшей степени пострадавших от войны (см. примечание 1 на стр. 89).

никогда не состоявших в браке в возрасте 50 лет (C_{50}) который дает нам меру интенсивности брачности по поколениям, получив его как среднюю

$$C_{50} = \frac{P_{45-49} + P_{50-54}}{2}.$$

При этих условиях средний возраст вступления в первый брак (m) вычисляется по формуле

$$m = \left[15 + 5 (P_{15-19} + \dots + P_{45-49}) - 50C_{50} \right] \cdot \frac{1}{1 - C_{50}}.$$

Качество исходных данных

Мы пользуемся данными пятилетних переписей начиная с 1851 г. (когда была проведена первая перепись дающая состав населения по полу, возрасту и семейному состоянию) по 1946 г., т. е. переписей 1851, 1856, 1861, 1866, ... гг. Для 1951, 1956, 1961 гг. мы воспользовались оценками, сделанными Национальным статистическим институтом на 1 января соответствующих лет.

Однако эти данные содержат пробелы двух типов в 1916 г. и в 1941 г. переписи не проводились, а перепись, которая должна была быть проведена в 1871 г. состоялась в 1872 г.; не все переписи дают распределение населения одновременно по пятилетним возрастным группам и по семейному состоянию. Этот недостаток имеется в материалах переписей 1906, 1921, 1926, 1936 гг.; правда, для 1926 и 1936 гг. данные восстановлены благодаря усилиям статистического ведомства. Состав населения по семейному состоянию в 1906 г. был дан по крупным группам (0—19, 20—39, 40 и более лет), а в 1921 г. — по десятилетним группам.

Мы пытались восполнить эти пробелы, вводя оценки, восстанавливающие недостающие данные. Это можно сделать более или менее удовлетворительно для 1906 г., который принадлежит к периоду плавного развития, так что данные примыкающих переписей 1901 и 1911 гг. дают возможность интерполяции для каждой пятилетней группы поколений. 1921 г. занимает менее выгодное положение как в истории брачности (послевоенная компенсация), так и в истории переписей (перепись 1916 г. не состоялась). Но здесь мы располага-

ем, по крайней мере, данными по десятилетним возрастным группам, что позволяет дать оценки для пятилетних групп, основываясь на вероятных долях для каждой пятилетней группы поколений, полученных исходя из ситуации, наблюдавшейся в 1926 г.

Все оценки, которые можно было бы сделать для 1916 и 1941 гг., конечно, гораздо более спорны. Эти данные относятся к исключительным периодам, отмеченным огромными пертурбациями в брачности поколений, оказавшихся в совершенно особых обстоятельствах, которые резко изменяют то, что в обычных условиях со временем меняется мало. Анализ браков, заключенных лицами, никогда не состоявшими в браке в 1914 и 1915 гг., позволяет грубо оценить долю браков, не состоявшихся в период с 1911 по 1916 г., в группах изучаемых поколений. Таким образом была установлена вероятная доля не состоявших в браке для 1916 г.¹ Для 1941 г. мы воспользовались оценкой Фонсагрива на середину 1940 г.², уточнив ее немного с учетом разницы в датах.

Отметим также, что в отношении наиболее молодых поколений для возрастов, которых они не достигли к 1 января 1961 г., мы получили недостающие данные путем экстраполяции. То же самое было сделано на этот раз в отношении младших возрастов для поколений 1820—1824 гг. и 1825—1829 гг.

Таковы основные изъяны в истории французских переписей и способы, которыми были восполнены статистические пробелы.

Но это не единственные статистические недостатки наших данных. изменения в степени точности собираемых сведений, в определениях и в процедуре переписей также отражаются на качестве и однородности динамических рядов. Отметим главнейшие изъяны и недостатки.

До 1896 г. ставился вопрос о *возрасте* переписываемого лица, начиная с 1901 г. в переписном листе фигурирует вопрос о *дате рождения*. Это, без сомнения, явля-

¹ Проблема точного измерения усложняется из-за повышенной смертности военного времени, особенно высокой у не состоящих в браке

² "Statistique générale de la France Mouvement de la population", 1939—1942.

ется улучшением постановки вопроса. Ошибки — сознательные или нет — при второй формулировке вопроса становятся более редкими. Мы располагаем, следовательно, рядом цифр, состоящим из двух частей, которые, строго говоря, несопоставимы¹.

Не все переписи производились на одну и ту же дату² и, во всяком случае, никогда — на 1 января. Так как начиная с 1901 г. применяемая группировка по возрасту является фактически группировкой по поколениям (т. е. по возрасту в годах, исполнившимся к 1 января, предшествующему переписи), то с 1901 по 1936 г. данные относятся к группам возрастов, несколько более старших, чем до и после этой даты³.

Само рассматриваемое население не абсолютно однородно как из-за территориальных изменений, наиболее значительных в 1871, 1918, 1940 и 1945 гг., так и из-за меняющихся определений переписываемого или оцениваемого населения (в принципе — фактическое население, но несколько раз были включены военно-служащие и некоторые категории гражданского населения, находящегося за пределами Франции). Кроме того, в периоды интенсивной иммиграции (между 1920 и 1930 гг. и после последней войны в связи с иммиграцией мусульман из Алжира) доли никогда не состоявших в браке претерпевают изменения из-за причин, совершенно не относящихся к брачности изучаемых поколений французов.

Наконец, вообще приходится сомневаться в точности полученных в ходе переписи сведений, в частности и касающихся семейного состояния. Не существует способов точного выявления всех ошибок и внесения необходимых исправлений. Можно лишь, анализируя материалы переписей, выделить данные, являющиеся сомни-

¹ Отметим также, что группировка по пятилетним возрастным группам до 1900 г. не позволяет строго проследить за изменениями, относящимися к группам поколений, являющихся объектом нашего исследования. Но существующие различия не могут как будто породить значительных расхождений.

² Впрочем, вообще точная дата, на которую ведется перепись, введена только с 1881 г.

³ Для 1946 г. использована оценка на 1 января, произведенная Национальным институтом статистических и экономических исследований на основе переписи 10 марта.

тельными, даже неправдоподобными. Мы увидим, что именно эти основные недостатки служат наиболее серьезным препятствием в нашем исследовании.

Общий обзор данных

По данным¹, полученным описанным выше способом, построены графики (рис. 2 и 3), на которых показатели, относящиеся к каждой группе поколений, нанесены на одну и ту же вертикальную линию.

Бросаются в глаза сильные колебания кривых, и для некоторых возрастных групп прослеживающееся сквозь эти колебания резко выраженное снижение долей никогда не состоявших в браке.

Причины некоторых колебаний очевидны: войны 1914—1918 и 1939—1945 гг., препятствуя бракам, повысили долю не состоящих в браке в определенных возрастах — прежде всего в 1916 и 1941 гг.². Естественно, что из-за отсутствия переписей мы не в состоянии очень точно измерить столь случайные колебания, а можем лишь примерно оценить их значение. Повышение долей никогда не состоявших в браке в эти годы особенно заметно у молодежи, незначительная часть которой вступила в брак до войны и в момент ее начала, если бы войны не было, то молодежь проходила бы через период наиболее высокой брачности. Это относится к мужчинам в возрасте 20—24, 25—29 лет и в меньшей степени 30—34 года. У женщин влияние войны особенно заметно в возрастах 15—19, 20—24 и 25—29 лет. В других возрастных группах отрицательное влияние войны коснулось незначительной части поколений.

В 1921 и в 1946 гг., очень мало удаленных от момента окончания войн (особенно 1946 г.), можно ожидать, что поколения, особенно пострадавшие от войны и для которых возврат к нормальным условиям далеко не закончился, все еще несут на себе отпечаток прошедших

¹ Сами данные, приведенные в табличном приложении к статье, нами опущены. — *Прим ред.*

² Мы нанесли на графике точки, соответствующие данным 1921 и 1946 гг. Точки, соответствующие ситуации (оцененной очень приблизительно) 1916 и 1941 гг., находятся слева от точек 1921 и 1946 гг.

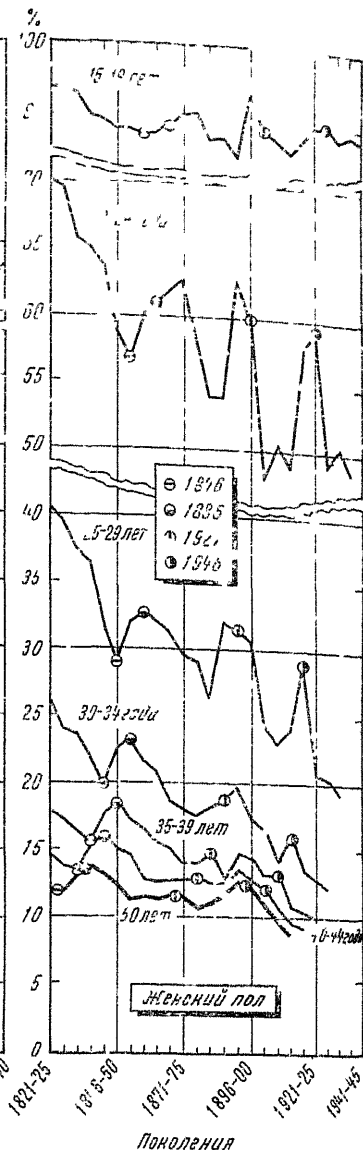
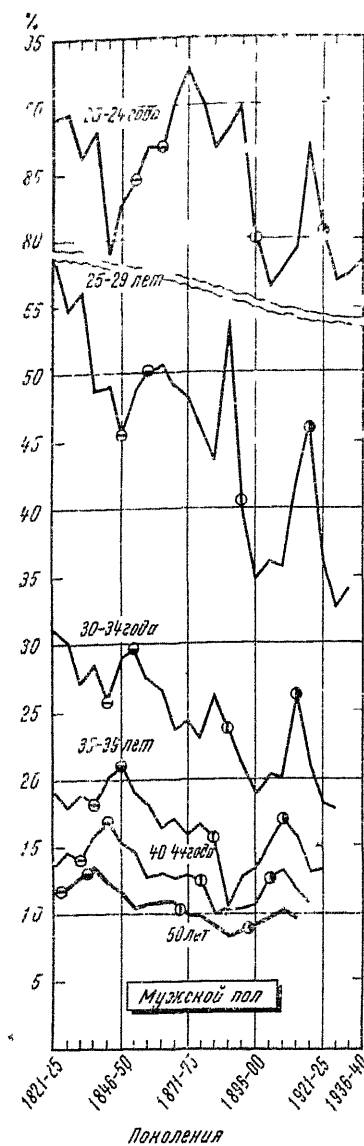


Рис. 2 и 3 Доли никогда не состоявших в браке по пятилетним группам возрастов.

событий. В 1946 г. это относится к мужчинам в возрасте 25—29, 30—34, 35—39 лет и, в меньшей мере, к возрастной группе 40—44 года. В 1921 г., напротив, влияние войны уже не прослеживается у мужчин, возможно, потому, что к этому времени прошло более двух лет с момента установления мира, но в еще большей степени потому, что мужские поколения, имевшие от 20 до 50 лет в это время, жестоко пострадали от военных действий, мы еще вернемся к последствиям этих людских потерь. У женщин запаздывание со вступлением в брак в 1946 г. чувствительно в возрастных группах 20—24 и 25—29 лет, а также, но менее заметно, в 30—34 года. Наверстывание несостоявшихся браков в группах 20—24 года и 25—29 лет в 1921 г. мало продвинулось к этому времени. Мы увидим, что оно никогда и не будет полным, потому что женщины этих поколений, естественно, должны были искать себе партнеров в тех группах мужчин, которые в наибольшей степени были истреблены войной 1914—1918 гг.

Остальные колебания кривых на рис. 2 и 3 не допускают бесспорных толкований. Некоторые из них происходят, несомненно, из-за низкого качества данных. Ничем иным нельзя объяснить падение чуть ли не всех долей не состоявших в браке в 1876 г. и подъем, достигнутый почти повсеместно в 1886 г. Можно было бы отметить большое количество и других отдельных аномалий.

Из-за этого, а также из-за того, что поколения рассматриваются группами и в весьма удаленные от нас периоды, мы вообще не сможем извлечь из этого исследования точных сведений о том, как пертурбационные события влияют на брачность поколений.

Вследствие этого мы сосредоточим внимание на выявлении основной тенденции изменений фундаментальных характеристик брачности, наблюдавшихся во Франции на протяжении столетия. В этом отношении простое изучение (рис. 2 и 3) подсказывает, что произошли заметные изменения в среднем возрасте вступления в первый брак, которые не сопровождались серьезными сдвигами в интенсивности брачности. Действительно, мы видим, что доля никогда не состоявших в браке вполне определенно снижается и у мужчин и у женщин между 20 и 35 годами. В дальнейшем снижение менее

значительно, и в 50 лет -- возрасте, в котором можно подводить окончательный баланс брачности поколений, — изменения слабо ощутимы.

Рассмотрим эти вопросы более детально.

Интенсивность брачности

В табл. 1, иллюстрируемой рис. 4, приведены доли никогда не состоявших в браке в возрасте 50 лет для различных групп поколений.

Примечательно, что, несмотря на перебои, иногда весьма серьезные, в заключении браков на протяжении жизни различных поколений, доли лиц, в конечном счете вступивших в брак (числа, дополняющие те, которые фигурируют в табл. 1, до 100), варьируют очень незначительно.

Если абстрагироваться от повышения конечной доли не вступивших в брак в поколениях 1831—1845 гг. (в отношении которого нет уверенности, что оно показательно), то можно сказать, что в поколениях, родившихся до 1875 г., оставалось около 11,5% — никогда не бывших в браке мужчин и женщин или, если угодно,

Т а б л и ц а 1

ДОЛИ НИКОГДА НЕ СОСТОЯВШИХ В БРАКЕ К 50 ГОДАМ (В %)

Поколения	Мужчины	Женщины	Поколения	Мужчины	Женщины
1821—1825	11,4	11,8	1876—1880	9,8	(10,5)
1826—1830	11,8	(11,8)	1881—1885	9,0	10,9
1831—1835	12,7	13,3	1886—1890	8,2	11,6
1836—1840	13,3	13,3	1891—1895	8,6	12,5
1841—1845	12,3	13,0	1896—1900	9,1	11,9
1846—1850	11,5	12,2	1901—1905	9,7	10,6
1851—1855	10,4	11,2	1906—1910	10,2	9,5
1856—1860	10,7	11,3	1911—1915	9,6	8,5
1861—1865	10,8	11,2	1916—1920	(9,0)	(8,1)
1866—1870	(10,8)	(11,4)	1921—1925	(9,0)	(7,8)
1871—1875	9,9	11,3	1926—1930	(8,6)	(7,4)

Примечание. Цифры в скобках получены путем оценки в тех случаях когда данные, относящиеся к возрастным группам 45—49 и 50—54 года, отсутствуют. Для поколения женщин 1826—1830 и 1876—1880 гг. рождения приняты данные, относящиеся к группе 45—49 лет, так как группе 50—54 года соответствуют более высокие показатели.

Доли никогда не состоявших в браке

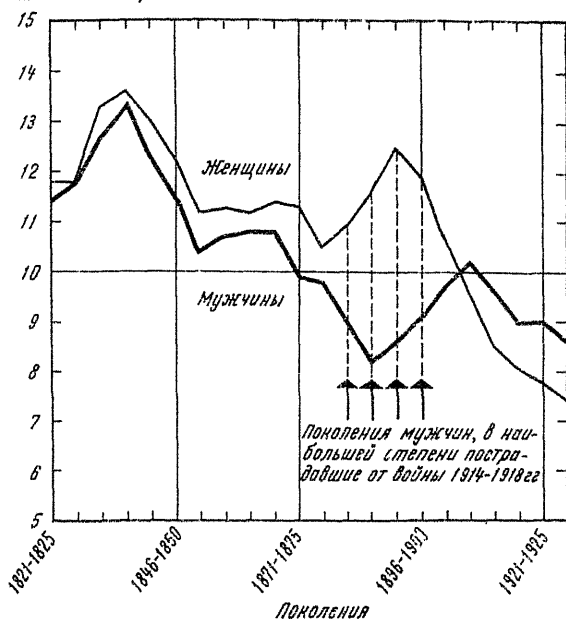


Рис 4 Доли никогда не состоявших в браке в возрасте 50 лет.

что 88,5% лиц каждого пола заключали, по крайней мере, один брак¹.

После пертурбаций, наблюдавшихся в поколениях 1881—1900 гг, имеется тенденция к снижению, конечная доля никогда не состоявших в браке у трех групп наиболее молодых поколений как будто устанавливается на уровне немного выше 8% у женщин и 9,5% у мужчин (если исходить из данных, приведенных в табл. 1, скорректированных в соответствии с примечанием 3 на стр. 86).

¹ Как подсказывает график, 11,5% — несколько завышенный показатель, но мы видели, что дифференциальная смертность приводит к преуменьшению истинных долей не вступивших в брак (при отсутствии смертности). Поэтому мы несколько увеличили среднюю долю для поколений с 1851 по 1875 г., в результате чего и получили 11,5%.

Привлекают внимание расхождения в интенсивности брачности мужчин и женщин в четырех группах поколений: в них отмечается явное снижение доли холостых мужчин (следовательно, более высокая интенсивность брачности), параллельное с повышением (менее интенсивная брачность) доли никогда не состоявших в браке женщин. Речь идет о 20 поколениях (1881—1900 гг. рожд.), из которых в наибольшей степени пострадала от войны 1914—1918 гг.¹ Сразу после войны холостые мужчины этих поколений, число которых сильно убывло, находили своих возможных брачных партнеров среди незамужних женщин, поколения которых не пострадали от войны и были, следовательно, более многочисленными, что облегчало мужчинам вступление в брак.

Рассматривая рис. 5, мы видим, как велика была диспропорция полов в 1921 г. (без повышенной военной смертности и без миграции число мужчин, приходящихся на тысячу женщин, должно быть равно примерно 1000). Если эта диспропорция и смягчается впоследствии, то только благодаря иностранной иммиграции. Для поколений 1891—1895 гг. она всегда остается очень значительной.

В наиболее выигрышном положении в результате возникших нарушений возрастной структуры оказались мужчины поколений 1886—1890 гг. Затем следуют поколения 1891—1895, 1881—1885, 1896—1900 гг. Конечную долю оставшихся вне брака для всех этих поколений можно оценить в 9—9,5%.

Естественно ожидать, что поколения женщин, которые должны вступить в брак с мужскими поколениями, внезапно оказавшимися малочисленными, будут иметь более высокую конечную долю не вступивших в брак. Три группы женских поколений действительно оказа-

¹ Поколения 1881—1885 гг. потеряли 243 тыс. мужчин, поколения 1886—1890 гг. — 291 тыс., поколения 1891—1895 гг. — 384 тыс., поколения 1896—1900 гг. — 117 тыс. Поколения 1876—1880 гг. тоже сильно пострадали (погибло 133 тыс. человек), но в этих поколениях большая часть первых браков была заключена до начала войны. Эти потери составляют в целом от 10 до 20 %, а иногда и больше (20-25 % для поколения 1841 г.) мобилизованных конгигентов которые, в свою очередь, охватывают 80—90 % всего поколения. См. M. Huber, *La population de la France pendant la guerre* Paris, 1931

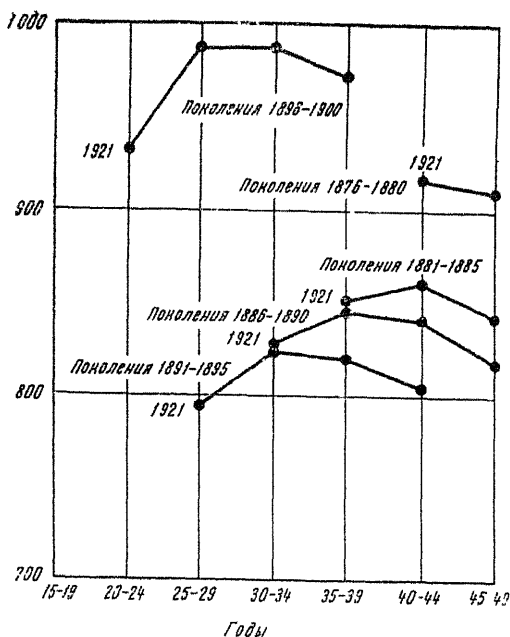


Рис. 5. Число мужчин на 1000 женщин в поколениях, пострадавших от войны 1914—1918 гг. (включая иностранцев).

лись в таком положении. Если расположить эти поколения в порядке убывания конечной доли никогда не состоявших в браке, то мы получим точное соответствие их группам мужских поколений, оказавшихся в выигрышном положении со сдвигом примерно на 5 лет, отражающим разницу в среднем возрасте вступления в первый брак (около 3 лет):

Мужские поколения, оказавшиеся в недостатке

Женские поколения, оказавшиеся в избытке

1886—1890 гг.
1891—1895 гг.
1881—1885 гг.
1896—1900 гг.

1891—1895 гг.
1896—1900 гг.
1886—1890 гг.

—

Для поколений 1891—1895 гг. доля никогда не состоявших в браке поднимается почти до 13%.

В заключение, оставляя в стороне нарушения, вытекающие из больших военных потерь 1914—1918 гг. можно сказать, что конечная доля лиц, остающихся вне брака (без учета смертности), на протяжении столетия изменилась мало. Впрочем, и эти нарушения не так велики, если сравнивать их со значительными структурными сдвигами, которыми они вызваны. Не менее примечательно, что весьма малочисленные поколения 1915—1919 гг. не показывают более низкой доли не вступивших в брак: группа 1916—1920 гг., которая включает четыре из пяти рассматриваемых поколений не отличается от предшествующей и следующей за ней группы¹. Что же касается экономического кризиса 30-х годов, из-за которого не состоялось, по крайней мере временно, примерно 100 тыс. браков, то он не оставил бесспорного следа на нашем графике.

Отметим еще, что окончательная доля не вступивших в брак сейчас у мужчин несколько выше, чем у женщин, тогда как у старших поколений (до 1886 г. рождения) эти доли у мужчин и у женщин были почти одинаковыми (если учесть небольшие поправки, необходимые из-за повышенной смертности не состоявших в браке).

Возраст вступления в брак

Более или менее значительное снижение возраста вступления в первый брак можно наблюдать, вычисляя этот средний возраст по приведенной ранее формуле (см. стр. 88). Результаты вычислений приведены в табл. 2. Рис. 6 иллюстрирует табл. 2.

Мы видим почти непрерывное снижение среднего возраста вступления в первый брак как у мужчин, так и у женщин, если отвлечься от двух заметных отклонений от этой тенденции, особенно у мужчин, проявившихся у поколений, мужская часть которых в наибольшей степени пострадала в результате двух мировых войн. Поколения 1881—1885 гг. достигли 29—33 лет к началу войны. К этому времени доля не вступивших в брак

¹ Обстоятельства поистине не были благоприятны для этих поколений, которые особенно пострадали (в первую очередь, их мужская часть) от войны 1939—1945 гг.

не превышала 25% у мужчин и 18% у женщин. Оpozнание, жерівой которого оказались эти оставшиеся вне брака части поколения, не нейтрализовало полностью

Возраст при вступлении в
первый брак

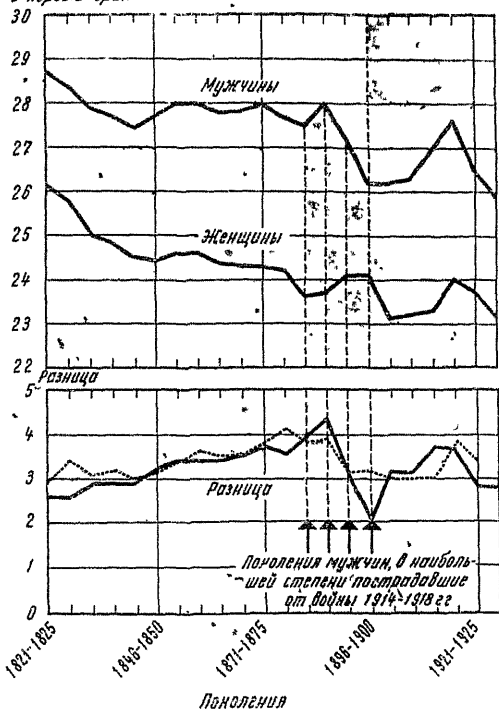


Рис 6. Средний возраст при вступлении в первый брак (пунктиром нанесена разница в среднем возрасте, рассчитанная для мужских поколений, обозначенных на оси абсцисс, и женских поколений, на 5 лет младших).

(возможно, впрочем, имее значение и малая точность методов измерения, которыми мы располагаем) влияния тенденции к более ранним бракам, проявившейся в этой группе поколений до войны. Поколения 1886—1890 гг., достигшие 25—29 лет в разгар войны, ощутили на себе ее влияние, но наш метод исчислений, основан-

СРЕДНИЙ ВОЗРАСТ ВСТУПЛЕНИЯ В ПЕРВЫЙ БРАК (в год)

Поколения	Мужчины	Женщины	Поколения	Мужчины	Женщины
1821—1825	28,7	26,1	1876—1880	27,7	24,2
1826—1830	28,4	25,8	1881—1885	27,5	23,6
1831—1835	27,9	25,0	1886—1890	28,0	23,7
1836—1840	27,7	24,8	1891—1895	27,2	24,1
1841—1845	27,4	24,5	1896—1900	26,2	24,1
1846—1850	27,7	24,4	1901—1905	26,2	23,1
1851—1855	28,0	24,6	1906—1910	26,3	23,2
1856—1860	28,0	24,6	1911—1915	27,0	23,3
1861—1865	27,8	24,4	1916—1920	(27,6)	(24,0)
1866—1870	27,8	24,3	1921—1925	(26,5)	(23,7)
1871—1875	28,0	24,3	1926—1930	(25,9)	(23,1)

Примечание Средний возраст для трех последних групп поколений получен путем оценки доли не состоявших в браке в одной или нескольких возрастных группах до 70 лет. При исчислении среднего возраста для мужчин предполагалось, что доля холостых в возрасте 15—19 лет для всех поколений составляет 99,7%.

ный на линейной экстраполяции по пятилетиям, без сомнения, преуменьшает действительное запаздывание браков, которое имело место у этой группы поколений. Повышение среднего возраста несомненно, хотя оно невелико у мужчин (0,5 года) и вовсе незначительно у женщин (0,1 года).

Поколения 1891—1895 гг. находились в возрасте наиболее высокой брачности сразу после окончания войны (22—27 лет к концу войны). Сильно уменьшившееся число мужчин увеличило их брачность, так что наличие запоздалых браков, если рассматривать все эти поколения в целом, не помешало среднему возрасту их вступления в первый брак вписаться в общую тенденцию к понижению. Что же касается поколений 1896—1900 гг., то только что описанный механизм действовал здесь еще более явно, так как поздние браки были малочисленными, а очень высокая брачность, наблюдавшаяся сразу после войны, повлекла за собой еще более ранние браки. Во всяком случае, здесь снижение среднего возраста несомненно.

Брачность женской части двух только что описанных групп поколений пострадала от войны больше (женщины вступают в брак в более молодом возрасте,

чем мужчины), а послевоенный период был для них скорее неблагоприятным (их потенциальные брачные партнеры были относительно малочисленны): наблюдается небольшое повышение среднего возраста вступления в брак, а различие между средним возрастом мужчин и женщин (одного и того же поколения) сильно уменьшается (с 4,3 года у поколении 1886—1890 гг. до 3,1 года у поколений 1891—1895 гг. и до 2,1 года у поколений 1896—1900 гг.).

Механизм влияния второй мировой войны был гораздо более простым, так как людские потери были менее значительными. Немобильность значительной части мужчин и наличие неблагоприятных внутрисполитических условий отразились на брачности. Средний возраст вступления в первый брак у поколений мужчин 1911—1920 гг. рождения и женщин 1916—1925 гг. рождения оказывается явно более высоким.

Если попытаться выделить генеральную линию развития, то можно отметить:

несомненное снижение среднего возраста вступления в первый брак как у мужчин, так и у женщин — снижение, достигающее 3 лет для крайних групп поколений;

значительное падение среднего возраста у пяти самых старых групп поколений (родившихся с 1821 по 1845 г.);

несущественные изменения у поколений родившихся между 1846 и 1875 гг. Для этих поколений средний возраст вступления в первый брак устанавливается у мужчин на уровне 28 лет или немного ниже, а у женщин — на уровне 24,5 лет, разница составляет около 3,5 лет;

отчетливое снижение (особенно значительное у мужчин), наблюдаемое у поколений родившихся между 1875 и 1900 гг. (у женщин — 1905 г.), за которым следует стабилизация. Естественно, что эта последняя тенденция проходит через описанные выше перебои, вызванные войнами. В частности, если речь идет о стабилизации в самое последнее время, то это значит, что средний возраст вступления в первый брак у поколений, заключавших браки в основном между двумя войнами (мужские поколения 1896—1910 гг. и женские — 1901—1915 гг.), близок к среднему возрасту, наблюдав-

шемуся у самых молодых поколении (родившихся между 1921 и 1930 гг.).

Значение этого описания, опирающегося на рис. 6, зависит от ценности исходных данных (рис. 2, 3.). Мы упомянули оговорки, которые нужно сделать в отношении некоторых старых данных. Эти оговорки могут породить сомнения в реальности эволюции, изображенной на рис. 5, особенно тогда, когда речь идет о наиболее старых поколениях. Вот почему нам кажется уместным высказать серьезные сомнения в отношении стабилизации среднего возраста вступления в брак у поколения 1846—1875 гг., которая последовала за его быстрым снижением (поколения 1821—1845 гг.). Может быть более логично допустить, что достаточно систематическое снижение происходило у всех поколений родившихся в 1821—1875 гг.

Резюмируя с учетом сделанного предостережения, можно сказать, что если на протяжении жизни 120 поколении средний возраст вступления в первый брак, без учета смертности, снизился примерно на 3 года как у мужчин, так и у женщин, то изменения у самых молодых поколении были не очень значительными¹, а наиболее существенное снижение наблюдалось у поколении родившихся в 1821—1900 гг. Если у поколений женщин, родившихся в XIX в., эволюция представляется достаточно плавной, то у мужчин снижение было небольшим (менее чем на один год) у поколений родившихся в 1821—1875 гг., и очень значительным (около двух лет) у поколений 1876—1900 гг. У последних поколений этой группы браки стали явно более ранними, и впоследствии средний возраст вступления в брак варьировал мало (если не считать отклонений, вызванных войной). Следует заметить, что для поколений родившихся после 1900 г., продолжительность военной службы (в мирное время) была, как правило, на год меньше, чем у более старых поколений.

Теперь можно более подробно охарактеризовать этапы этой эволюции. Дадим детальное описание того, каким образом заключались первые браки в нескольких типичных поколениях.

¹ Можно без особенно серьезных ошибок судить о возрасте вступления в брак поколении родившихся ранее 1925—1930 гг.

Брачность нескольких типичных поколений

Мы выбрали несколько групп поколений, соответствующих основным этапам эволюции брачности, приняв в качестве критерия только возраст вступления в брак, потому что, как мы видели, интенсивность брачности варьировала мало. Надлежало также выбрать такие группы поколений, история которых не нарушалась исключительными событиями, главным образом войнами.

Было трудно выполнить одновременно оба эти условия. Мы выбрали следующие четыре группы поколений: поколения 1821—1825 гг., являющиеся самыми старыми среди рассматриваемых нами поколений; поколения 1871—1875 гг., предшествующие поколениям, у мужской части которых произошли значительные сдвиги в календаре брачности; поколения 1906—1910 гг. — первые поколения, чьи характеристики брачности сходны с соответствующими характеристиками самых новых поколений; поколения 1926—1930 гг. — самая молодая из рассматриваемых нами групп поколений, наблюдения над которой еще не закончены, в связи с чем требуются некоторые экстраполяции.

Для всех этих поколений доли никогда не состоявших в браке в различных возрастных группах нанесены на график (рис. 7, 8) и путем интерполяции получены доли в точных возрастах, кратных 5: в 20, 25, . . . 45, 50 лет.

Положение точек на графике оставляет мало места для произвола в начертании кривых по крайней мере, если мы хотим, чтобы они были плавными — а мы этого именно и хотим, потому что стремимся выявить основные тенденции¹.

Рассматривая доли никогда не состоявших в браке в 20, 25 и т. д. лет как числа никогда не состоявших в браке из таблиц брачности, мы приходим для рассмат-

¹ Возможно, конечно, что местоположение опорных точек испытывает влияние несколько необычных условий. Впрочем, иногда, учитывая общее начертание кривой, мы при выравнивании пренебрегали некоторыми точками. Наконец, следует отметить, что мы существенно отклонились от точки, соответствующей группе 20—24 года у мужских поколении 1871—1875 гг. рождения, которую мы сочли нехарактерной

риваемых поколений к данным табл. 3, и нотируемым рис. 9.

Несмотря на изменения, иногда достаточно существенные, которым мы подвергли первоначальные величины, мы продолжаем обозначать данные, приведенные в табл. 3, годами рождения поколений, для которых получены первоначальные показатели

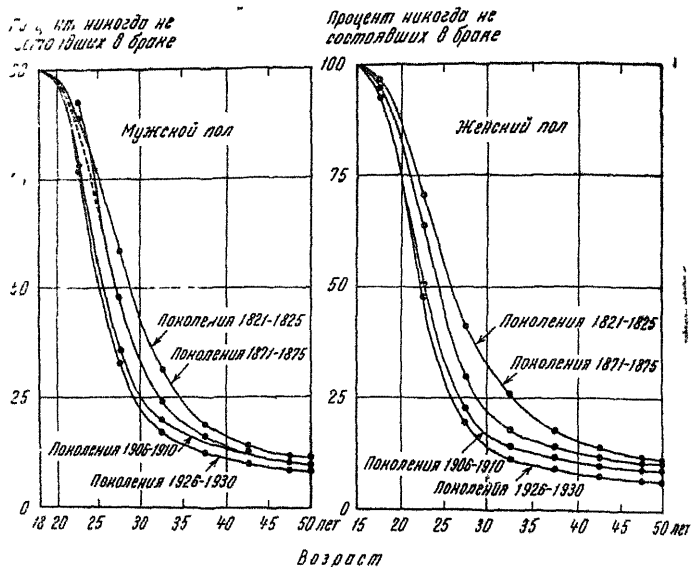


Рис 7 и 8 Дети никогда не состоявших в браке в нескольких типичных поколениях

Нетрудно увидеть, что поколения 1821—1825 гг. вступили в брак к середине XIX в., поколения 1871—1875 гг. — к 1900 г., поколения 1906—1910 гг. — незадолго до последней войны и, наконец, поколения 1926—1930 гг. — как только были устранены последствия второй мировой войны. Мы наблюдаем впечатляющие изменения.

Рассмотрим прежде всего брачность мужчин. У поколений 1821—1825 гг. больше всего браков заключалось между 25 и 30 годами, но браки, заключенные между 30 и 34 годами, почти так же часты, как и в

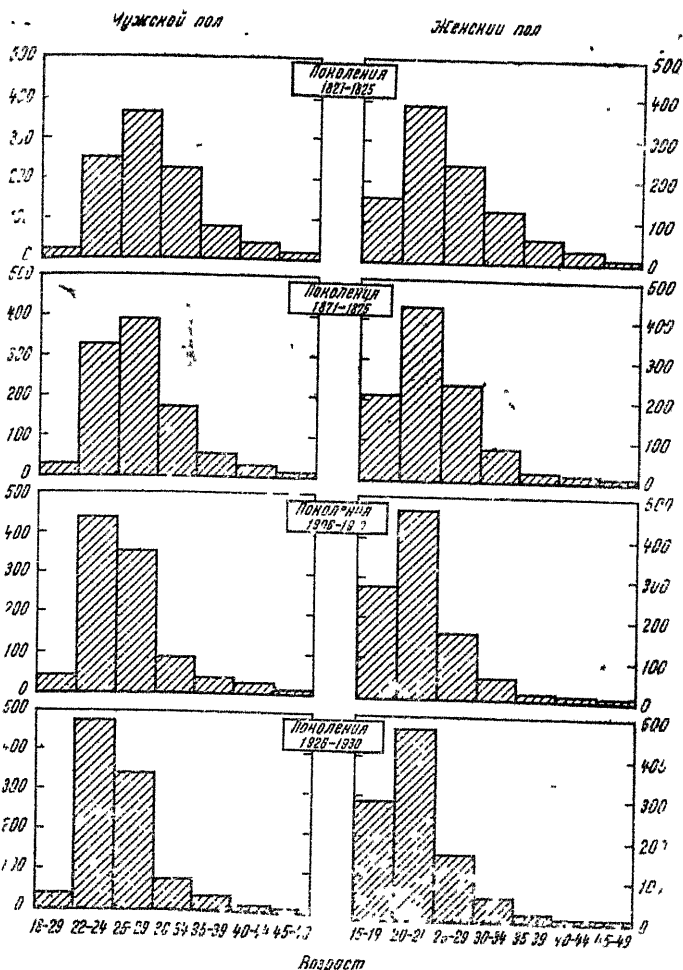


Рис 9 Распределение первых браков по возрасту вступления в брак (при отсутствии смертности)

20—24 года. Браки, зарегистрированные после 35 лет, составляют 13,5% всех браков. У поколений 1871—1875 гг. распределение почти такое же, но число браков в возрасте 25—29 лет увеличилось за счет соседних групп (20—24 и 30—34 года). У поколений 1906—1910

гг. мы видим глубокие изменения, здесь наиболее часты браки не в 25—30, а в 20—25 лет: около 80% первых браков заключено в этих двух возрастных группах против немногим более 60% у поколений 1821—1825 гг. Первенство группы 20—24 года еще более ярко выражено у поколений 1926—1930 гг. рождения, у которых в этих возрастах заключается 47% всех первых браков.

Т а б л и ц а 3

ХАРАКТЕРИСТИКИ БРАЧНОСТИ НЕКОТОРЫХ ТИПИЧНЫХ ПОКОЛЕНИЙ
(при отсутствии смертности)

Поколения	Количество первых браков, заключенных до достижения 50 лет каждой тысячи лиц, не состоявших в браке, в возрасте 15 (женщины) или 18 (мужчины) лет							
	Всего	в том числе в возрастных интервалах						
		от 15 или 13 лет до 20	20—25 лет	25—30 лет	30—35 лет	35—40 лет	40—45 лет	45 лет и более
М у ж ч и н ы								
1821—1825	890	22	253	365	225	79	39	17
1871—1875	900	28	317	389	172	55	28	11
1906—1910	900	39	439	355	89	39	28	11
1926—1930	915	38	470	339	88	38	16	11
Ж е н щ и н ы								
1821—1825	880	159	386	239	125	57	28	6
1871—1875	890	208	432	236	79	23	16	6
1906—1910	905	276	469	166	55	17	11	6
1926—1930	925	287	470	162	55	16	5	5

* Доли, приведенные в этой колонке (в промилле), получены в результате интерполяции на рис. 7 и 8, они могут, следовательно, несколько отличаться от чисел, дополняющих до единицы показатели табл. 1. Отметим также, что никакая корректировка с целью учета повышенной смертности лиц, никогда не состоявших в браке, не производилась

У женщин ускоренное омоложение браков проявляется в непрерывном увеличении доли первых браков, заключаемых между 20 и 25 годами и до 20 лет, причем увеличение доли последних особенно значительно. У поколений 1821—1825 гг. браки в возрасте 20—24 года были уже наиболее частыми, но в 25—29 лет заключалось больше браков, чем до 20 лет. У поколений 1871—1875 гг. доли браков, заключенных в этих двух возрастных группах, почти уравниваются. Распреде-

ния браков по возрасту их заключения у поколений 1906—1910 и 1926—1930 гг. имеют очень много сходного. У поколений 1926—1930 гг., например, браки в возрасте до 20 лет гораздо многочисленнее, чем в группе 25—29 лет (28,7% против 16,2%) тогда как первые браки в 20—24 года составляют 47% всех первых браков. Первые браки женщин старше 30 лет становятся весьма редкими (8,1% против 21,6% у женщин, родившихся в 1821—1825 гг.).

Речь идет, следовательно, о глубоких изменениях в брачных обычаях населения. Эти изменения не происходят, однако, как это часто думают, прямо на наших глазах: все поколения этого столетия, по-видимому, веи себя примерно одинаково (если не говорить об отклонениях, обусловленных исключительными событиями). Сильное омоложение браков, о котором говорит широкая публика, является преимущественно результатом изменений, которые произошли в поведении достаточно старых поколений, наиболее молодые представители которых находятся сейчас в возрасте около 60 лет

Общие выводы

Приступая к нашему исследованию, мы располагали лишь несовершенными и недостаточно точными данными, позволившими, однако, нарисовать общую картину эволюции брачности во Франции на протяжении столетия.

Следует отметить, что, несмотря на глубокие потрясения, вызванные войнами, и на порожденные ими сильные нарушения структуры населения, эти события наложили относительно слабый отпечаток на брачность затронутых ими поколений. События же, имевшие менее серьезные последствия, какими являются наши экономические кризисы, тем более прошли почти незаметно.

Интенсивность брачности французов оставалась поразительно устойчивой. Будучи несколько более высокой, чем сто лет назад, доля мужчин и женщин, вообще вступавших в первый брак (при отсутствии смертности), всегда близка к 90%.

Одну из причин этой устойчивости следует искать в приблизительном равновесии полов, которое, если го-

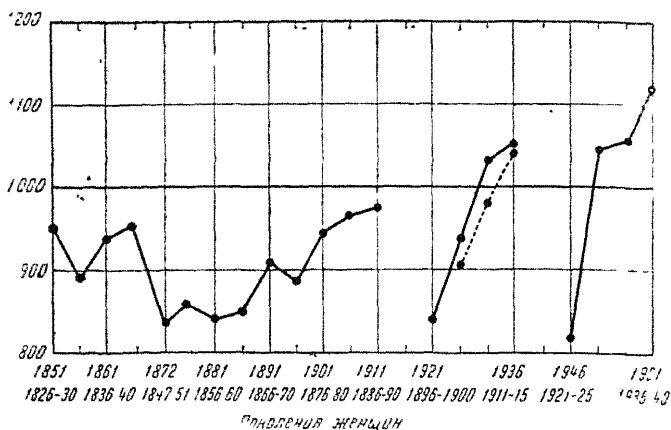


Рис. 10. Число мужчин в возрасте 22,5—27,5 лет на 1000 женщин в возрасте 20—25 лет (пунктиром показаны лица только французской национальности).

ворить о длительных периодах, существует почти всегда. Два общеизвестных нарушения в структуре населения (мужские потери в войне 1914—1918 гг. и недостаток рождений во время этой войны) либо имели незначительные последствия, либо вообще не имели последствий (в случае с поколениями, пострадавшими от войны), потому что эти нарушения затронули сравнительно ограниченное число поколений, а механизм брачности достаточно гибок, чтобы нейтрализовать подобные перебои. Временные изменения в распределении браков по возрасту вступления в брак, а также повторные браки без сомнения играют роль компенсатора.

Наоборот, постоянная диспропорция полов, которая бывает в странах интенсивной эмиграции или иммиграции, могла бы повлиять на интенсивность брачности. Но во Франции миграционные движения никогда не достигали большого размаха: в XIX в. эмиграция была небольшой, а период интенсивной иммиграции сразу после первой мировой войны продолжался всего 10 лет (1920—1930 гг.), причем многие иммигранты не осели во Франции.

Рис. 10 проливает свет на то, как изменялось соотношение полов в возрастах наибольшей брачности. В настоящее время (и вот уже 35 лет) это соотношение в общем благоприятно для брачности женщин (избыток мужчин). Однако большая величина этого избытка объясняется отчасти присутствием иностранцев (не все они оседают во Франции), а сейчас, в частности, алжирцев, которые слабо ассимилируются. Но, так как избыток мужчин не целиком связан с иммиграцией, он влияет на брачность. Возможно, этому влиянию следует приписать то, что доля женщин, в конечном счете вступающих в брак, несколько выше, чем соответствующая доля мужчин (91,5% против 90%). Напомним, что в прошлом эти доли были практически равны.

Надо, наконец, подчеркнуть, что брачность французов стала интенсивной очень рано, по крайней мере, если сравнивать ее с брачностью во многих западных странах. Возможности сдвигов в сторону еще более интенсивной брачности (к чему сводится общий смысл современной эволюции брачности в западных странах) были здесь значительно более ограничены, чем в других странах. Даже сейчас конечная доля никогда не состоявших в браке в поколениях французов остается одной из наиболее низких, но дальнейшее снижение еще возможно, если судить по ситуации в США, где у поколений 1925—1930 гг. ожидаемая доля оставшихся вне брака (к пятидесятилетнему возрасту) составляет соответственно для женщин и мужчин 3,8 и 8,0%.

После глубоких изменений, происшедших в возрасте вступления в первый брак, на протяжении нескольких десятилетий обычаи населения в этом отношении изменялись мало. Во Франции наблюдается весьма ранняя брачность, но в некоторых странах (таких, как США) она еще более ранняя. Вековая эволюция, возможно, не пришла еще к своему завершению.

Перевел А. Г. Вишневский

Э. Г. Якоби

АНАЛИЗ ПЛОДОВИТОСТИ БРАЧНЫХ КОГОРТ В НОВОЙ ЗЕЛАНДИИ

E. G. Jacoby. A Fertility analysis of New Zealand Marriage Cohorts — "Population Studies", vol. XII, N 1, July 1958, pp 18—39

I

Цель данной статьи — содействие быстро развивающемуся изучению демографических явлений методом когорт посредством эмпирического исследования. Уверенность, что новый метод дает большие возможности для лучшего понимания изменений плодовитости, можно подтвердить только проверкой новых приемов анализа при повторных его применениях. Попытка такого применения здесь изложена.

Из двух направлений исследования по материалам статистики естественного движения населения по методу когорт, а именно: исследования плодовитости когорт по году рождения и брачных когорт — нами было выбрано второе. Некоторые результаты исследования обобщены в III разделе статьи: а) коэффициенты плодовитости по длительности брака и очередности рождения; б) вероятности увеличения семьи в когортах с практически законченным периодом плодовитости, в) распределение рождений по длительности брака в зависимости от очередности (первые — четвертые рождения).

Необходимо сразу же оговорить ограниченность настоящего сообщения, являющегося частью более широкого проекта исследования.

1. До тех пор, пока на этих же материалах не будет изучена плодовитость когорт по году рождения,

нельзя полностью оценить относительное преимущество исследования брачных когорт или когорты по году рождения.

2 Не уделялось внимания вопросу изучения интервалов между последовательными событиями, вступлением в брак и рождением первого ребенка и между последующими рождениями. Опубликованные материалы не дают ответа на вопрос о том, насколько существенно различаются интервалы между рождениями детей последовательных очередностей в семьях с различным числом рожденных детей.

3. В настоящем исследовании не уделяется, по существу, должного внимания изучению брачности, хотя, как это будет показано в дальнейшем, некоторые результаты дают основание полагать, что удовлетворительное объяснение изменений плодовитости возможно только в связи с изучением брачности. Думается, однако, что в первую очередь наиболее целесообразно сконцентрировать внимание на исследовании плодовитости погодных брачных когорт, так как в дальнейшем результаты этого анализа могут быть увязаны с результатами анализа брачности по тем же брачным когортам.

4. На этой стадии никаких попыток прогнозирования плодовитости на будущее не предпринималось. Несмотря на то что наиболее ценным представляется рассмотрение вопроса, в какой мере изучение изменений плодовитости в прошлом может быть использовано при ее прогнозировании на будущее, анализ был направлен только на изучение прошлого опыта¹.

Однако и в рамках указанных ограничений остается еще широкая область для исследования.

Реализация проекта исследования в целом может проводиться в течение длительного времени, так как это не зависит ни от материалов переписей населения, ни от проведения специального выборочного обследования. Исходными при проведении исследования являются данные статистической разработки текущего учета естественного движения населения, которые по мере их

¹ В заключение автор статьи вкратце излагает методику перспективного исчисления, чтобы проверить возможности и границы применения метода. — *Прим. перев.*

накопления время от времени могут использоваться для дальнейшего расчета показателей и изучения соответствующих взаимосвязей между ними.

II

Некоторые замечания о методах сбора и разработки использованных статистических материалов должны способствовать критической оценке результатов исследования. За период с 1913 по 1955 г. сведения о живорождениях (без майори) по очередности и длительности брака были разработаны заново по каждой очередности рождения в отдельности в зависимости от длительности брака по 40 брачным когортам (когортам 1913—1952 гг.). По первым 24 когортам (1913—1936 гг.) живорождения были разработаны по 20 одногодичным интервалам длительности брака (0—19 лет) с включением всех рождений, имевших место на 21-м или более позднем году брака, по году регистрации. По второй группе, включающей 16 когорт лиц, вступивших в брак с 1937 по 1952 г. (о которых в дальнейшем будет говориться как о «неполных» когортах), в таблицах приводятся распределения живорождений с 20-й по 5-ю годовщину брака.

Эти данные, использованные в качестве числителя дроби, представляющей собой коэффициент плодородности по длительности брака и очередности рождения, относятся к стране в целом. Поскольку данные базируются только на материалах официальных публикаций, никаких делений по социальным группам или на городское и сельское население получить не представлялось возможным. Техника получения знаменателя при вычислении коэффициента, в первую очередь исходной численности брачной когорты, а также всех ее изменений в зависимости от длительности брака в последующем была более сложной.

1. Исходная численность когорты

В статистике естественного движения населения Новой Зеландии в противоположность статистике рождаемости по длительности брака, например, по Франции или Голландии, не учитывается год вступления в брак,

и с этой точки зрения используемые в ней статистические разработки рождений по длительности брака схожи с соответствующими разработками по Англии и Шотландии¹. Не прибегая к столь детальным расчетам численности женщин, у которых может иметь место рождение ребенка определенной очередности, подобно тем, к которым прибегает «Реджистер Джeneral» по Англии и Уэльсу, мы сочли возможным применить метод, имеющий много общего с методом, впервые описанным Кармелом².

Метод расчета численности женщин, у которых может произойти рождение определенной очередности, заключается в том, что делается допущение, согласно которому все браки, зарегистрированные в каждом квартале какого-либо календарного года, рассматриваются как браки, заключенные на середину квартала, и в последующих расчетах каждой совокупности браков придается определенный вес в зависимости от периода, прошедшего от середины квартала регистрации брака до середины календарного года регистрации рождений; минимальной длительности периода соответствует максимальный вес, и наоборот. Пример расчета дан в приложении I.

2. Изменения в исходной численности когорты

Предполагалось, что исходная численность брачной когорты в зависимости от продолжительности брака ежегодно изменяется под воздействием следующих факторов: внешняя миграция («чистое» сальдо прироста-убыли), смерть женщины, овдовение (включая овдовения вследствие войны), развод.

Чтобы иметь возможность проследить уменьшение исходной численности какой-нибудь брачной когорты в зависимости от длительности брака, относительно каждого из этих факторов представляется возможным использовать соответствующие данные, относящиеся к

¹ Так, родившиеся на 3—4-м году брака и зарегистрированные в 1952 г. могут относиться к бракам, заключенным между 1 января 1949 г. и 31 декабря 1950 г.

² P. H. Karmel, *Fertility and Marriages, Australia, 1933-1942*, pp. 74-80.—“Economic Record”, XX (June 1944).

различным календарным периодам, хотя большинство сведений требует соответствующей корректировки.

Для когорт с законченным периодом плодovitости общее уменьшение исходной численности за 20-летний период с момента вступления в брак колебалось от 22 до 7 % (в среднем 15,6 %); наибольшие потери имели место в некоторых старших когортах, особенно в тех, которые были подвержены влиянию условий первой мировой войны и эпидемии гриппа (инфлюэнцы) 1918 г.

Показатель изменения численности когорты за год для отдельных когорт едва превышал 1 % (в годы интенсивной иммиграции отмечалось незначительное увеличение), в то же самое время для некоторых когорт в отдельные годы он был близок к 0.

Общая картина, которую можно проследить по мере перехода от более «старых» к более «молодым» когортам¹, характеризуется увеличением показателей развода (приблизительно от 4 до 8—9 % при длительности брака 20 лет с незначительным смещением к небольшой длительности брака) и снижением коэффициентов смертности; за период с 1913 по 1955 г. это снижение составило от 1/4 до 1/6 в наиболее плодovitых молодых возрастах и до 1/3—1/2 в старших возрастах периода плодovitости.

Учет повторных браков при данном методе оценки изменений во времени численности когорты означает, что вдова или разведенная женщина, которая в прошлом принадлежала к более «старой» когорте (к этой когорте приписывались все ее рождения в соответствующем прошлом браке), при вступлении в повторный брак еще включалась в более «молодую» когорту, к которой приписывались рождения от этого повторного брака.

В результате такой корректировки за счет учета изменений семейного состояния женщин показатели плодovitости для более высоких очередностей рождения могли быть искажены в очень незначительной степени.

¹ Совокупности женщин, вступивших в брак в более ранние и более поздние календарные периоды (более отдаленные и более близкие к моменту наблюдения). — *Прим. ред.*

а) Коэффициенты плодovitости по очередности рождения и длительности брака

Поскольку 8 основных таблиц, содержащих коэффициенты плодovitости по очередности рождения (с 1-й по 7-ю и 8-я и более очередность рождения) и длительности брака по 40 когортам, в данной статье не представлялось возможным воспроизвести полностью, эти показатели в обобщенном виде приведены на рис. 1—5.

Коэффициенты истерпанной (суммарной) плодovitости для высоких очередностей рождения снижаются до низкого уровня для когорт, вступивших в брак после 1920 г.; очень умеренный подъем этих коэффициентов наблюдался в когортах 30-х годов. По когортам с законченным периодом плодovitости показатели для женщин с большим числом рожденных детей (5 и более) уменьшились почти наполовину.

Значительное снижение коэффициентов для вторых, третьих и четвертых детей имело место в когортах, вступивших в брак после первой мировой войны (коэффициент истерпанной плодovitости для второго ребенка снизился с 0,75 до 0,60, третьего ребенка — с 0,60 до 0,40, четвертого — с 0,40—0,35 до 0,24); это снижение до минимального из наблюдавшихся уровней продолжалось у восьми-деяти последующих когорт. Умеренный подъем коэффициентов имел место у когорт конца 20-х годов (коэффициент истерпанной плодovitости второго ребенка увеличился до 0,65; третьего — до 0,45; четвертого — до 0,27) ; этот подъем сопровождался незначительным изменением доли бездетных брачных пар.

В отдельных случаях коэффициенты истерпанной плодovitости, отмечавшиеся в самых старших когортах для более высокой очередности рождения, совпадают с соответствующими коэффициентами для предшествующей очередности в более «молодых» когортах. Например, коэффициент истерпанной плодovitости четвертого ребенка около 0,40 наблюдался у когорт 1913 и 1914 гг., эта же величина коэффициента отмечалась и в когортах 1924—1928 гг., но по отношению к третьим детям. Коэффициенты истерпанной плодovitости четвертых детей порядка 0,27 в когортах 1932—1936 гг. совпадают с

соответствующими коэффициентами для когорт довоенного времени¹, но для пярых детей.

Так как коэффициенты исчерпанной плодовитости не представляется возможным исчислить, начиная с когорт 1937 г., некоторые тенденции плодовитости, особенно в отношении вторых и третьих, можно проследить на

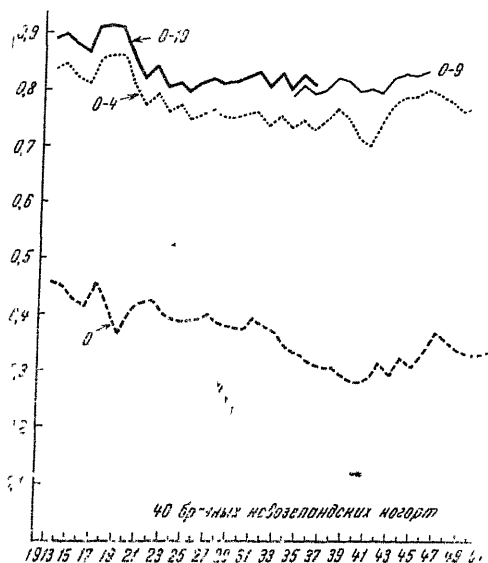


Рис. 1. Динамика кумулятивных коэффициентов плодовитости первой очередности рождения по длительности брака.

«частных» кумулятивных коэффициентах (при длительности брака 15, 10 и меньше лет). Приведенные графики дают наглядное представление о влиянии второй мировой войны на плодовитость. Несмотря на то что кривые кумулятивных коэффициентов при длительности брака 5 лет (0—4 года) находятся под влиянием откладывания рождений (или, как это будет показано дальше, под влиянием изменения календаря рождений у ко-

¹ До первой мировой войны. — Прим. перев.

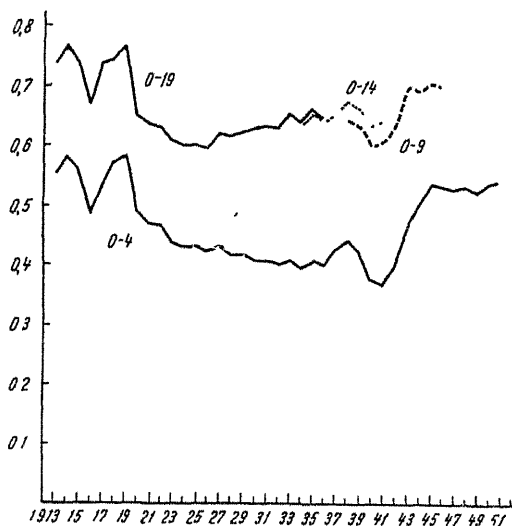


Рис 2 Динамика кумулятивных коэффициентов плодородности второй очередности рождения по длительности брака

горты), имеющаяся информация дает основание предполагать, что некоторое изменение довоенной тенденции плодородности возможно у наиболее «молодых» послевоенных когорт.

Таблица 1

КОЭФФИЦИЕНТЫ ИСЧЕРПАННОЙ ПЛОДОВОСТИ (оценки)

Брачные когорты (1)	Среднее число рождений	
	из брачную пару (2)	на семью, в которой родился по крайней мере, один ребенок (3)
1913	3,32	3,73
1915	3,08	3,51
1920	2,63	3,10
1925	2,37	2,99
1930	2,45	2,99
1935	2,58	3,14
1936	2,56	3,20

Примечание. В оригинале приведены коэффициенты по 24 когортам. В этой и в последующих таблицах нами приведены коэффициенты лишь по некоторым когортам — Прим. ред.

Коэффициенты исчерпанной плодовитости, скорректированные за счет рождений наиболее высоких очередностей, имевших место на 21-м году брака и позднее приведены в табл. 1.

В табл. 2 приведены данные, характеризующие распределение женщин по числу рожденных детей. Эти показатели рассчитаны тем же методом, что и соответствующие показатели английской семейной переписи. Во второй колонке таблицы приведены данные, характеризующие исходную численность когорты; ее последующие изменения будут рассмотрены дальше.

б) Вероятности увеличения семьи

Вероятности увеличения семьи для всех брачных когорт с законченным периодом плодовитости были рассчитаны по методу, описанному Л. Анри¹. Так как при анализе по методу когорт все рождения последовательных очередностей относятся к одной и той же совокупности женщин, не возникает трудной задачи, описанной Л. Анри, «взвешивания» данных за календарные периоды.

При расчете показателей были использованы не абсолютные данные о числе рождений последовательных

Таблица 2

РАСПРЕДЕЛЕНИЕ СОСТОЯЩИХ В БРАКЕ ЖЕНЩИН ПО ЧИСЛУ РОЖДЕННЫХ ДЕТЕЙ (на 1000 женщин)

Брачные когорты		m ₀	m ₁	m ₂	m ₃	m ₄	m ₅	m ₆	m ₇ +	Общая численность
год вступления в брак	исходная численность когорты									
1913	9 202	110	155	135	192	148	101	61	98	1 000
1915	9 268	122	138	189	198	130	91	56	76	1 000
1920	11 410	151	198	197	176	116	68	40	54	1 000
1925	10 356	207	191	205	161	95	66	30	45	1 000
1930	11 067	180	189	214	180	99	60	36	42	1 000
1935	11 486	176	162	196	191	130	67	35	43	1 000
1936	12 968	198	156	179	178	142	71	38	38	1 000

Примечание. m₀, m₁, m₂, — соответственно доли женщин, не родивших ни одного ребенка, родивших только одного, двух и т. д. — *Прим. перев.*

¹ L. Henry, Fécondité des mariages, Nouvelle méthode de mesure, Paris, 1953, pp. 22 ff.

очередностей, а данные, характеризующие распределение женщин по числу рожденных детей, приведенные в табл. 2.

Вероятности увеличения семьи по отношению к первым семи очередностям рождения приведены в табл. 3 и проиллюстрированы рис. 6 и 7.

Таблица 3

ВЕРОЯТНОСТИ УВЕЛИЧЕНИЯ СЕМЬИ В БРАЧНЫХ КОГОРТАХ
С ФАКТИЧЕСКИ ЗАКОНЧЕННЫМ ПЕРИОДОМ ПЛОДОВИТОСТИ
(в расчете на 1000)

Когорта	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6
1913	890	825	816	680	637	613	616
1915	879	843	744	641	630	593	578
1920	849	767	698	612	584	582	575
1925	793	759	660	594	598	533	604
1930	820	770	660	569	584	565	540
1935	824	803	704	590	527	537	550
1936	802	805	723	618	509	513	496

Примечание. a_0 , a_1 и т. д. — соответственно вероятности рождения первого, второго и т. д. ребенка. — *Прим. перев.*

Необходимо отметить, что значительное снижение вероятности по какой-либо определенной очередности рождения, как правило, сопровождается подъемом этого же показателя для следующей, более высокой очередности рождения. И наоборот, увеличение вероятности по какой-либо очередности сопровождается уменьшением показателя для следующей очередности. Хорошей иллюстрацией этого положения может служить когорта 1929 г., в которой по сравнению с когортами 1928 и 1930 гг. намного меньше доля женщин, родивших четверых детей (m_4), однако вероятность рождения пятого ребенка для тех, кто имеет не меньше четырех рождений (a_4), значительно выше, чем в смежных когортах.

	Когорты		
	1928 г.	1929 г.	1930 г.
m_4	96	80	99
a_4	588	638	584

Я полагаю, что это обусловлено природой самого показателя ($a_4 = \frac{m_{4+}}{m_{4+}}$), отражающего изменения в процессе формирования семьи на каждой его стадии, независимо от изменений, происходящих на других стадиях. Именно благодаря такому ограничению эти показатели дают возможность выявить «потери» в плодовитости,

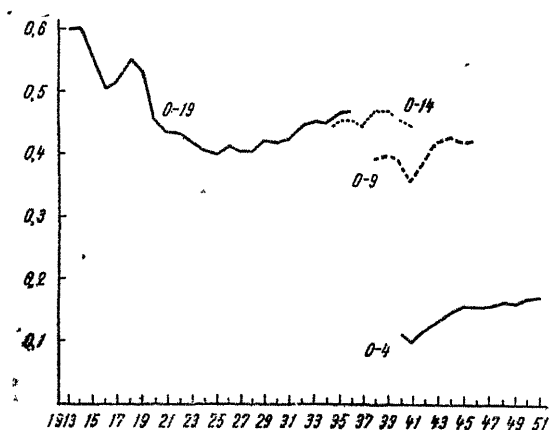


Рис 3 Динамика кумулятивных коэффициентов плодовитости третьей очередности рождения по длительности брака

являющиеся безвозвратными, в отличие от откладывания рождений во времени на последовательных стадиях процесса формирования семьи

За исключением указанных отклонений, кривые на рис. 6 и 7 дают представление об общей тенденции, особенно в отношении начальных очередностей рождения, что подтверждается общей картиной, получаемой из других материалов, а именно:

увеличением доли бездетных женщин (которая по всей вероятности претерпит изменения только в когортах, вступивших в брак после 1936 г.),

снижением вероятности рождения первенца и еще более ощутимым снижением вероятности рождения в семье не менее двух детей для когорт середины и конца 20-х годов, необходимо отметить, что, несмотря на уве-

личение этих показателей в последующих брачных когортах, уровень показателей, отмечавшийся в довоенных когортах достигнут не был;

аналогичным снижением вероятности рождения в семье не менее трех детей, которая в этих же когортах

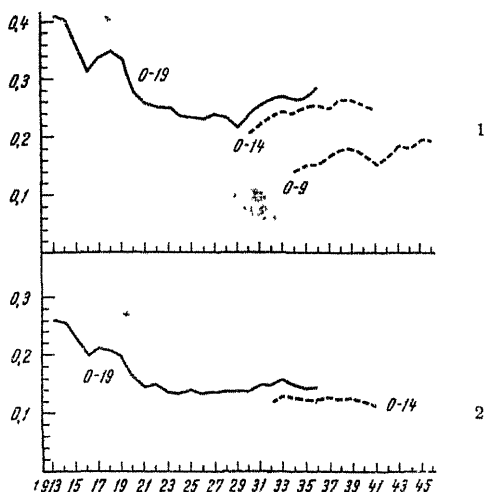


Рис. 4 Динамика кумулятивных коэффициентов четвертой и пятой очередностей рождения по длительности брака

- 1 Рождения четвертой очередности
- 2 Рождения пятой очередности

уменьшилась наполовину наряду с увеличением вероятностей рождения первого и второго ребенка;

значительным снижением вероятностей рождения высоких очередностей (a_4 , a_5 , a_6).

Для более наглядного отражения приблизительных тенденций изменения вероятностей увеличения семьи все кривые на рис. 6 и 7 были выравнены графическим методом (вручную). Поскольку из поля зрения исследователя может выпасть другой, не менее важный, аспект, а именно вопрос о связи между изменениями показателей и изменениями размера и структуры самих когорт, вопрос о правомерности выравнивания этих по-

казателей этим или каким-либо другим методом остается открытым. Колебания численности брачной когорты по сравнению с соседними когортами может иметь место в результате либо откладывания браков, либо реализации ранее отложенных браков, либо за счет ре-

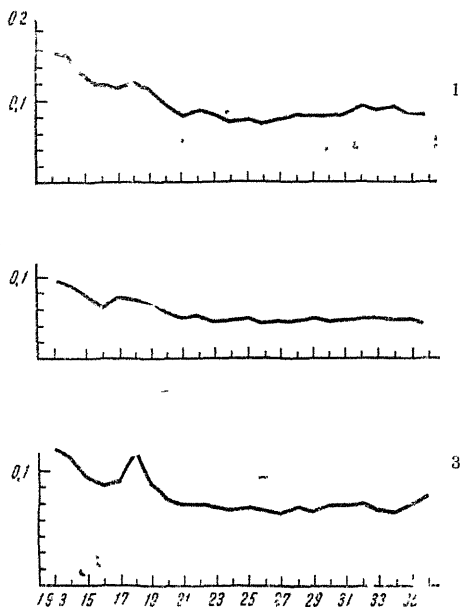


Рис 5. Динамика коэффициентов исчерпанной плодовитости шестой, седьмой и восьмой и более высоких очередностей рождения.

1 Рождения шестой очередности 2 Рождения седьмой очередности 3 Рождения восьмой и более очередностей

лизации браков (особенно в условиях военного времени), которые в нормальных условиях (если бы не война) были бы заключены позднее.

До детального изучения процесса брачности (которому может содействовать сопоставление фактического размера брачной когорты с оценками ожидаемого размера, полученными исходя из всестороннего анализа

процесса) данная проблема может быть поставлена в форме гипотез, исходящих из следующих предпосылок: а) в брачной когорте, исходная численность которой преуменьшена против ожидаемой вследствие откладывания браков, должны отмечаться не только более вы-

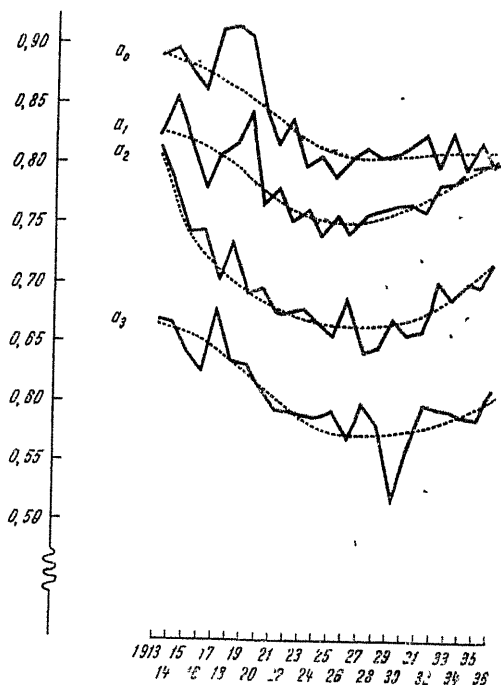


Рис. 6. Динамика вероятностей увеличения семьи с первой по четвертую очередность рождения в когортах с длительностью брака свыше 20 лет.

сокие показатели плодовитости, но и более высокие вероятности увеличения семьи и б) в когорте, исходная численность которой превышает ожидаемую либо за счет реализации браков, отложенных в прошлом, либо за счет браков, реализацию которых в обычных условиях можно было бы ожидать позднее, должны отмечаться низкие показатели плодовитости. Другими словами, можно ожидать, что малая склонность к отклады-

банию брака во времени ассоциируется с высокой плодовитостью; и наоборот, в тех когортах, где высока доля браков, не реализованных в прошлом, должна наблюдаться низкая плодовитость. Таким образом, мы возвращаемся к концепции, аналогичная которой еще

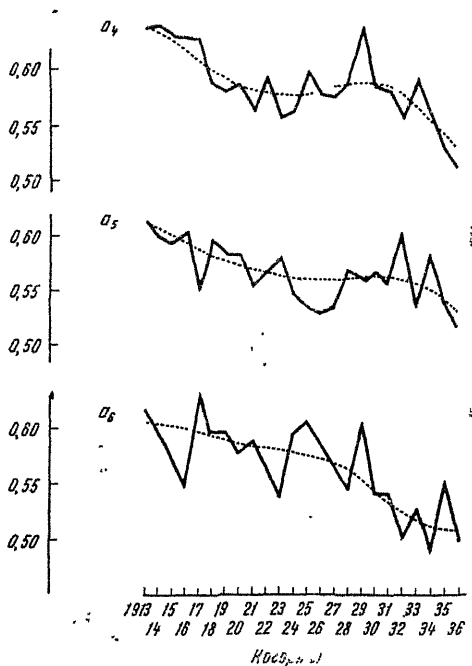


Рис. 7. Динамика вероятностей увеличения семьи с пятой по седьмую очередность рождения.

30 лет назад была выдвинута Дерриком в отношении смертности реального поколения: «Каждое поколение наделено своей собственной жизнеспособностью, которая постоянно проявляется на каждой последовательной стадии его существования»¹.

¹ V. P. A. Derrick: "Observations on ... the changes of mortality indicated by the national records" "Journal of the Institute of Actuaries", vol. 58, July 1927, pp 144 -115.

Для проверки любой подобной гипотезы необходимо располагать когортами, которые в процессе формирования находились бы под воздействием, насколько это возможно, одних и тех же условий. Это обстоятельство возможно, является одним из наиболее действенных аргументов в пользу наблюдения поведения, по крайней мере, в течение 20 лет серии погодных брачных когорт. Колебания фактической исходной численности всех 40 брачных когорт по отношению к «ожидаемой» численности изображены на рис. 8. При построении графика исходили из следующих допущений: а) общее ожидаемое число браков за 40 лет соответствует фактическому числу браков за этот период, б) ожидаемая исходная численность двух самых старых и двух самых молодых брачных когорт приблизительно соответствует фактической. Чтобы иметь возможность нагляднее отразить дефицит в когортах, вступивших в брак в годы, приходящиеся на середину военных периодов и периода депрессии, и компенсаторные явления в других когортах, показатели ожидаемой и фактической исходной численности когорты были затем стандартизированы.

В когортах, фактическая численность которых была меньше ожидаемой, например 1917, 1918 и 1919 гг., отмечаются более высокие коэффициенты истощенной плодовитости (табл. 1), доли семей с большим числом рожденных детей (табл. 2) и вероятности рождения первого и седьмого ребенка (a_0 и a_7 , табл. 3). Наоборот, более низкие показатели отмечаются в когортах, фактическая численность которых превышает ожидаемую. В том случае, когда эти колебания накладываются на отмечающуюся в течение длительного времени тенденцию, всесторонний учет их влияния может иметь существенное значение для детализации предпосылок изменения плодовитости на перспективу.

в) Распределение рождений по длительности брака

Цель анализа «частных» кумулятивных коэффициентов плодовитости по длительности брака состоит в том, чтобы иметь возможность оценить изменения в распределении рождений во времени в течение периода плодовитости брачных когорт. Расчет кумулятивных коэффициентов плодовитости по длительности брака был произведен по данным ежегодных отчетов статистики естест-

вешнего движения населения, которые дают возможность расчета показателя для любой длительности брака посредством суммирования коэффициентов плодovitости по однолетним интервалам. Изменение в динамике кумулятивных коэффициентов плодovitости по длительности брака и очередности рождения нашло отражение на рис. 1—4.

Для изучения изменений в распределении рождений в течение периода плодovitости, однако, предпочтительнее пользоваться не кумулятивными коэффициентами, а показателями, характеризующими долю того или иного кумулятивного коэффициента в коэффициенте исчерпанной плодovitости. Для первых четырех очередностей рождения по когортам с фактически законченным периодом плодovitости эти показатели приведены на рис. 9 и 10.

Подавляющее большинство рождений первых и вторых детей реализуется в течение первых десяти лет пребывания в браке (длительность брака 0—9 лет). Более того, реализация первых рождений близка к завершению уже в течение первых пяти лет брака (длительность брака 0—4 года). На рис. 9 (первые рождения и вторые рождения)¹ видно, что значительная часть первых рождений реализуется на первом году брака (длительность брака 0 лет) и вторых — в течение трех первых лет пребывания в браке (длительность брака 0—2 года).

В отношении третьих и четвертых рождений значительны изменения доли кумулятивного коэффициента плодovitости при длительности брака 15 лет (длительность брака 0—14) в коэффициенте исчерпанной плодovitости соответствующей очередности; также представляет интерес показатель, характеризующий долю кумулятивного коэффициента плодovitости при длительности брака 7 лет (длительность 0—6 лет) в коэффициенте исчерпанной плодovitости четвертых рождений.

Увеличение интервалов между кривыми показателей доли коэффициента кумулятивной плодovitости в коэффициенте исчерпанной плодovitости при различной длительности брака (например, по отношению к первым

¹ Автор ошибочно указал, что вторые рождения относятся к рис. 10 — *Прим. перев*

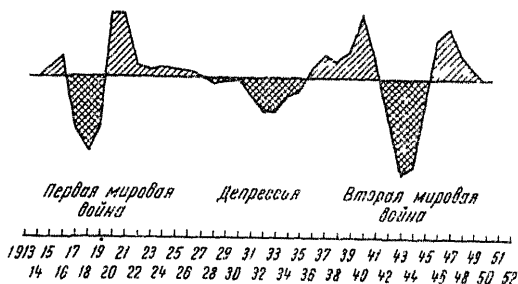


Рис 8 Отклонение «фактической» исходной численности брачной когорты от «ожидаемой», стандартизованные показатели

рождениям на первом году брака (длительность брака 0 лет) и при длительности брака 5 лет (длительность брака 0—4 года) в брачных когортах 1919, 1935 и 1936 гг. и в части третьих и четвертых рождений при длительности брака 10 (0—9) и 15 лет (0—14 лет в более «молодых» когортах) при снижении показателей, соответствующих небольшой длительности брака указывает на то, что рождения, реализация которых была отложена, осуществлены при большей длительности брака

Показатели, характеризующие долю кумулятивного коэффициента в коэффициенте исчерпанной плодovitости, за исключением показателей для небольших периодов пребывания в браке, дают основание говорить о тенденции к увеличению периода формирования семьи. Примером, подтверждающим это положение, может служить динамика показателей для третьих детей при длительности брака 10 лет и четвертых детей при длительности брака 15 лет. Показатели, исчисленные относительно небольших периодов пребывания в браке (0 лет, 0—2 года, 0—4 года и 0—6 лет соответственно с первой по четвертую очередность рождения), более чувствительны к воздействию внешних социальных факторов, и особенно по отношению к первым рождениям, находясь в тесной зависимости от изменения структуры каждой брачной когорты в отдельности.

Аналогичную картину обнаруживает и динамика показателей, характеризующих среднюю длительность брака при рождении ребенка различной очередности. Эти данные приведены в приложении II.

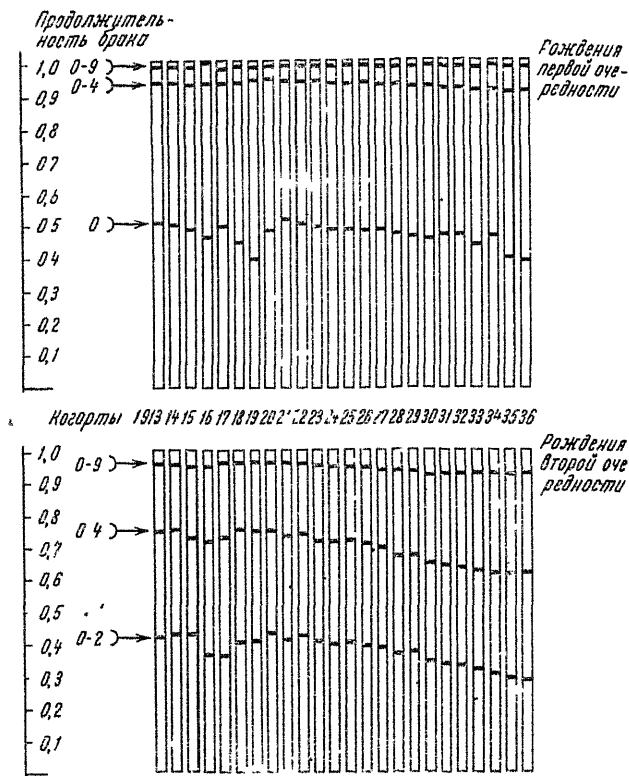


Рис 9 Распределение первых и вторых рождений по длительности брака (доля кумулятивного коэффициента в коэффициенте исчерпанной плодовитости)

Представляется спорным утверждение, что показатели, характеризующие долю кумулятивного показателя в коэффициенте исчерпанной плодовитости, при экстраполяции лучше отражают изменения в распределении рождений по длительности брака, чем показатели, характеризующие среднюю продолжительность брака при рождении.

Полученный вывод, требующий дальнейшей проверки посредством изучения интервалов между последовательными рождениями, на первый взгляд противоречит выводу о некоем «сжатии» или сокращении эффек-

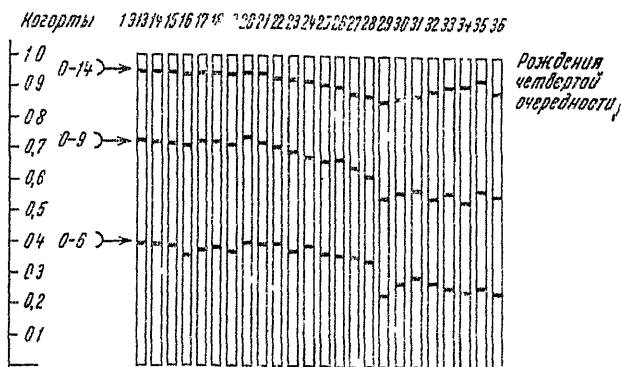
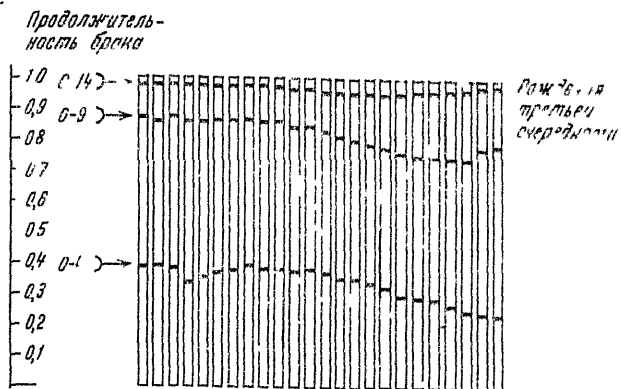


Рис 10 Распределение третьих и четвертых рождений по длительности брака (доля кумулятивного коэффициента и коэффициенте истощенной плодовитости)

тивного периода плодовитости, сделанному по результатам других исследований. Но когда это положение базируется на изменении показателей общей плодовитости, «сжатие» обусловлено тем обстоятельством, что исчезают большие семьи, для формирования которых требуется больше времени. В то же время акцент на показатели, характеризующие долю кумулятивного коэффициента в коэффициенте истощенной плодовитости, вносит некоторый элемент неопределенности в материал. Если вследствие конкретных временных обстоятельств и социальных условий показатели истощенной плодовитости по данной очередности рождения имеют тенден-

цию к увеличению, естественно, что их компенсация должна иметь место при больших продолжительностях брака. Хорошим подтверждением этого положения является показатель, характеризующий долю кумулятивного коэффициента при длительности брака 7 лет (0—6 лет) для четвертых рождений в коэффициенте истощенной плодовитости данной очередности в когорте 1929 г. (т. е. к 1935 г. — к концу периода экспрессии и ее последствий). Следовательно, реальное назначение показателей, характеризующих долю кумулятивного коэффициента в коэффициенте истощенной плодовитости, при анализе заключается в том, чтобы иметь возможность выявить влияние отсрочек и компенсаторных явлений в плодовитости отдельных когорт на отклонения в общей тенденции.

Первый этап эксперимента по расчету на перспективу показателей плодовитости в когортах с незаконченным периодом плодовитости проиллюстрирован рис. 11. По отношению к показателям, характеризующим долю кумулятивного коэффициента при наибольшей длительности брака в коэффициенте истощенной плодовитости для рождений первой и второй очередности, были сделаны определенные предположения относительно их уровня в будущем. При расчете были приняты показатели, которые отмечались в когортах с законченным периодом плодовитости. Так, например, доля кумулятивного коэффициента плодовитости при длительности брака 10 лет (0—9 лет) в коэффициенте истощенной плодовитости первой очередности рождения во всех случаях была принята равной 0,98¹.

Исходя из коэффициентов истощенной плодовитости для когорт с незаконченным периодом плодовитости были определены на перспективу и показатели, характеризующие долю кумулятивного коэффициента плодовитости при небольшой длительности брака (при длительности брака 1 год и 5 лет для первых рождений и

¹ По отношению к рождениям второй очередности были приняты две гипотезы: согласно первой доля кумулятивного коэффициента при длительности брака 15 лет (0—14) равна 0,920, согласно второй — 0,925, но при длительности брака 10 лет (0—9). Для когорты 1937—1941 гг. при второй гипотезе отмечались несколько более высокие коэффициенты истощенной плодовитости, при которых в свою очередь доля кумулятивного коэффициента при длительности брака 0—4 года была несколько меньше.

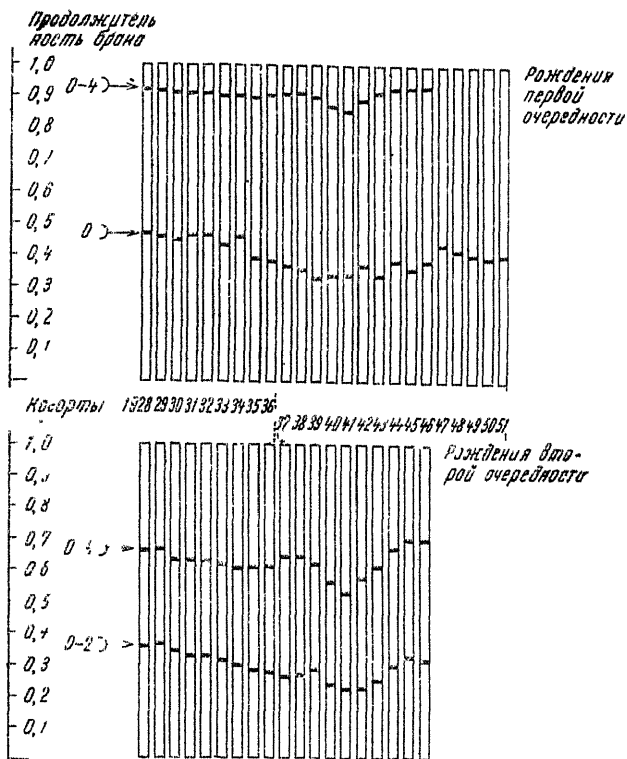


Рис 11 Перспективная оценка распределения первых и вторых рождений по длительности брака в брачных когортах после 1937 г

длительности брака 3 года и 5 лет для вторых рождений).

Цель эксперимента заключалась в том, чтобы иметь возможность изучения плодовитости в последние годы, но крайней мере для изучения влияния подъема плодовитости в послевоенный период («baby-boom»). Доля кумулятивного коэффициента при небольших длительностях брака (3 года и еще в большей мере при длительности брака 5 лет) по отношению ко вторым рождением обнаруживает резкий подъем в когортах, длитель-

ность брака которых в 1945—1950 гг. не превышала 5 лет. Однако показатель, равный 0,75, отмечавшийся в «старших» когортах при длительности брака 5 лет (когорты 1913—1914 гг. и 1918—1919 гг.), достигнут не был. Что касается показателя для первой очередности рождения, то их уровень при длительности брака 5 лет был таким же, как и в предыдущих когортах, хотя даже в послевоенных коэффициентах величина этого показателя на первом году брака составляла менее половины уровня показателя, отмечавшегося в некоторых самых «старших» когортах.

Насколько можно предположить, такое положение объясняется тем, что снижение возраста при вступлении в брак, наряду с распространением планирования семьи, приводит к увеличению интервала между вступлением в брак и рождением первого ребенка. Большой интервал имеет социологическое значение, поскольку при этом, прежде чем начнется формирование семьи, оба супруга имеют возможность заработать и накопить определенные средства.

Подобный метод оценки коэффициентов исчерпанной плодовитости исходя из различных предположений относительно доли кумулятивного коэффициента при большой длительности брака (15 и 10 лет) в коэффициенте исчерпанной плодовитости был опробован для получения значения показателя доли при длительности брака 5 лет (0—4 года) для третьих детей и 7 лет (0—6 лет) для четвертых детей в когортах 1937—1946 гг. Показатель для третьих детей в самых «молодых» когортах достиг уровня приблизительно 0,28 и был значительно выше соответствующего показателя в когортах 1934—1936 гг., но существенно меньше соответствующего показателя в самых «старших» когортах (0,40, рис. 10). Этот же показатель при длительности брака 7 лет (0—6 лет) для четвертых рождений, варьирующий около уровня 0,25, в некоторой мере малоубедителен с точки зрения его динамики в когортах 1913—1936 гг. Вопрос о том, имеет ли место тенденция к увеличению доли семен с четырьмя детьми в наиболее «молодых» когортах, что обнаруживается в динамике показателей плодовитости для четвертых рождений (рис. 4 и 10), заслуживает дальнейшего изучения с точки зрения обоснования теории «демографического перехода».

Результаты эксперимента дают основание для вывода, что сам по себе этот метод прогнозирования имеет очень ограниченные возможности. Уроки эксперимента подтверждают необходимость при выработке тщательно обоснованных гипотез на длительный период времени учитывать соответствующие факторы как брачности, так и плодовитости в любой работе в области прогнозирования.

Приложение 1

Пояснения к расчету коэффициентов плодовитости брачных когорт

По соображениям, оговоренным в статье, проблема, которую необходимо было разрешить прежде чем приступить к расчетам показателей, заключалась в распределении состоящих в браке женщин по длительности брака в соответствии с разработанными данными о числе рождений по длительности брака в течение 20-летнего периода. Брачная когорта определялась исходя из календарного года рождения ребенка на первом году брака.

Следующий пример дает представление о том, каким образом были распределены по соответствующим брачным когортам, обозначенным как «когорта 1950 г.» и «когорта 1951 г.», зарегистрированные поквартально браки за 1949, 1950 и 1951 гг.:

$$\begin{aligned} \text{когорта 1950 г.} &= 1/8M'_{49I} + 3/8M'_{49II} + 5/8M'_{49III} + 7/8M'_{49IV} + \\ &\quad + 7/8M'_{50I} + 5/8M'_{50II} + 3/8M'_{50III} + 1/8M'_{50IV} \\ \text{когорта 1951 г.} &= 1/8M'_{50I} + 3/8M'_{50II} + 5/8M'_{50III} + 7/8M'_{50IV} + \\ &\quad + 7/8M'_{51I} + 5/8M'_{51II} + 3/8M'_{51III} + 1/8M'_{51IV} \end{aligned}$$

Приведенная формула предполагает, что рождения, имевшие место на первом году брака (с длительностью брака от 0 до 1) и зарегистрированные, например в III квартале 1950 г. (за середину квартала принято 15 августа 1950 г.), относятся к женщинам, вступившим в брак за период с 16 августа 1949 г. по 15 августа 1950 г. (т. е. 1/2 1949 III + 1949 IV + 1950 I + 1950 II + + 1/2 1950 III). Аналогичное допущение было сделано относительно рождений на первом году брака, зарегистрированных в остальных трех кварталах 1950 г. Суммирование рождений поквартально и дало возможность получить приведенные выше веса. Из примера видно, что при определении исходной численности брачной когорты все браки, зарегистрированные в 1950 г., были от-

несены либо к когорте 1950 г., либо к когорте 1951 г. Колебания брачности по кварталам (обусловленные, например, датой празднования пасхи), таким образом, учитывались при определении исходной численности каждой брачной когорты.

Поскольку числа рождений в браке правомерно относить лишь к численности состоящих в браке женщин, необходимо было учесть все изменения в исходной численности когорты, т. е. получить численности женщин в когорте в зависимости от длительности брака. Это предусматривало корректировку исходной численности когорты на число браков, прекратившихся вследствие развода и смерти женщины или ее мужа, необходимо было учесть также и влияние миграции.

Коэффициенты плодovitости по очередности рождения (с 1-й по 7-ю и для 8-й и более высоких очередностей) и длительности брака представляют собой частное от деления числа рождений соответствующей очередности, имевших место на определенном году брака, на численность состоящих в браке женщин к концу данной длительности брака. Поскольку при расчете любого коэффициента изменения в размере когорты от одной длительности брака к другой были незначительными, было признано нецелесообразным использовать в качестве знаменателя оценки средней численности женщин в когорте с соответствующей длительностью брака. Проверка показала, что менее трудоемкий метод, исходящий не из среднего размера когорты, а из размера когорты на конец соответствующей длительности брака, вряд ли имел своим результатом завышение (занижение в том случае, если размер когорты увеличивался от одной длительности брака к другой) коэффициентов.

Приложение II

Распределение рождений различных очередностей по длительности брака

Показатели средней продолжительности брака при рождении ребенка той или иной очередности в когортах с законченным периодом плодovitости являются хорошей характеристикой распределения рождений по длительности брака. Показатели средней продолжительности брака при рождении вторых, третьих и четвертых

дтей в когортах с фактически законченным периодом плодovitости, приведенные в таблице, отчетливо указывают на увеличение периода реализации рождений соответствующих очередностей (табл. 4).

Таблица 4

**СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ БРАКА ПРИ РОЖДЕНИИ РЕБЕНКА
В КОГОРТАХ С ФАКТИЧЕСКИ ЗАКОНЧЕННЫМ ПЕРИОДОМ
ПЛОДОВИТОСТИ**

Первые	Вторые рождения	Третьи рождения	Четвертые рождения
1913	3,99	6,47	8,55
1915	4,21	6,46	8,58
1920	4,13	6,50	8,47
1925	4,35	6,87	9,04
1930	4,85	7,24	10,02
1935	4,96	7,65	9,73
1936	4,97	7,64	9,97

Каких-либо попыток оценки взаимосвязи изменения интервалов между показателями средней продолжительности брака при рождении вторых и третьих, третьих и четвертых детей с изменением соответствующих вероятностей увеличения семьи не предпринималось.

Колебания, отмечавшиеся в тенденции показателя средней продолжительности брака при рождении ребенка, не только зависят от структуры когорты, но и отражают процесс откладывания рождений во времени. Только первый из двух названных факторов, как это можно предположить, оказывает несомненное воздействие на показатель вероятности увеличения семьи; в то же время оба эти фактора, по-видимому, представляют собой различные аспекты процесса формирования когорты. Исследование такого рода, таким образом, зависит от анализа брачности когорт.

Показатели средней продолжительности брака при рождении первенца не вычислялись. Анализ показателей, характеризующих долю кумулятивного коэффициента при различной длительности брака в коэффициенте исчерпанной плодovitости, в этом случае, очевидно, предпочтительней. Немаловажно то обстоятельство, что при расчете показателя средней продолжительности брака при рождении первенца следует исходить из помесячного распределения рождений.

Перевел Г. А. Павлов

Жак Легаре

**НЕКОТОРЫЕ СООБРАЖЕНИЯ ПО ПОВОДУ
ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ ПОКОЛЕНИЯ
(НА ПРИМЕРЕ АНГЛИИ И УЭЛСА)**

Jacques *Légaré* Quelques considérations sur les tables de mortalité de génération Application à l'Angleterre et au Pays de Galles—"Population" 1966, N 5, pp 915—938

В демографии, так же как и в страховом деле, смертность описывается обычно таблицей смертности и показателями, которые могут быть из нее выведены. Если следовать схеме Луи Анри (Louis Henry), то речь идет о том, чтобы выяснить, какая доля некоторой группы лиц, переживших событие «А», переживает следующее за ним событие «Б» и как эти события распределяются во времени. Если для какой-то группы лиц событие «А» — рождение, а событие «Б» — смерть, то указанная доля обязательно равна 100% и анализ явления будет концентрироваться на распределении смертей во времени.

Если рассматриваемая группа образована из совокупности новорожденных одного и того же календарного года рождения, мы получаем таблицу смертности поколения. Для каждого поколения смертность растягивается на период около ста лет, что в значительной мере объясняет редкость исследований по поколениям. Обычно же изучается по преимуществу смертность на определенный момент в каком-то году или в течение какого-то ряда лет рассматривают сотню поколений и измеряют смертность каждого из них в возрасте, достигнутом к периоду, для которого составляется таблица. Заметим, однако, что вся теория таблиц смертности излагается в терминах поколения, эволюция которого прослеживается во времени, так что для таблиц,

составленных на определенный момент¹, необходимо оговорить, что речь идет о фиктивном поколении, смертность которого соответствует смертности различных реальных поколений, живущих в данном году.

Таблицы смертности в определенный момент представляют интерес в основном при изучении некоторых аспектов состояния санитарии и медицины в какой-либо стране в какой-то данный момент и его эволюции. Тем самым предполагается, что явления, которые в наибольшей мере влияли на смертность, были моментными явлениями (санитарное состояние, эпидемии, войны и т. п.) и что история — в самом общем смысле — различных поколений не могла оказать значительного влияния на показатели, измеряющие смертность в данный момент. Короче говоря, влияние истории поколения предполагается минимальным, а то и вовсе несущественным.

В связи с изучением эволюции смертности в старших возрастах в послевоенные годы², мы вынуждены были поставить эту гипотезу под сомнение. Тот факт, что смертность в старших возрастах (45 лет и старше) уменьшается очень мало, а иногда и увеличивается в течение нескольких последних лет в ряде стран с очень низкой смертностью, достаточно парадоксален, даже если результаты непрерывного прогресса медицины в большей степени затрагивают молодежь. Не желая предположить попятное движение медицины, различные авторы³ высказали гипотезу, согласно которой эта не-

¹ Автор здесь, как и далее, употребляя термин «момент», имеет в виду определенный период времени (год или группу лет). — *Прим. ред.*

² Jacques, *Légaré*, La mortalité a 45 ans et plus: son évolution récente en Norvège et dans d'autres pays à faible niveau de mortalité. — N. U. "Congrès mondial de la population". Belgrade, septembre 1965.

³ «Немощные, так же как и старики, являются продуктом цивилизации. В особенности медицина, хирургия, гигиена, социальное вспомоществование, развитие филантропических идей все больше подавляют очистительное действие естественного отбора. Наше современное общество дает возможность выжить и воспроизвести себя тысячам существ, которые в былые времена были бы неумолимо устранены в молодом возрасте. Снижение детской смертности, всеобщая вакцинация влекут за собой ослабление (в среднем) сопротивляемости вида». Jean Rostand, *L'homme* Gallimard, Paris, 1961.

благоприятная эволюция частично объяснима ослаблением естественного отбора. Не имеет ли сегодняшнее население, по крайней мере в определенных возрастах, более слабое здоровье, чем население в начале века, из-за того, что естественный отбор становится все менее и менее действенным?¹.

Имеется слишком мало цифровых данных, позволяющих оценить влияние этих новых факторов на эволюцию смертности, но изучение смертности в старших возрастах показывает полезность таблиц смертности поколения. Рассмотрев в целом различные существующие таблицы смертности поколения и более подробно — недавние публикации по Англии и Уэлсу, мы проанализируем некоторые соотношения между таблицами на определенный момент (моментными таблицами) и таблицами поколения и с помощью этих же самых данных попытаемся понять, как могли бы сказаться на смертности последствия ослабления естественного отбора и влияние истории поколения.

Таблицы смертности поколения

Несмотря на их ограниченное количество, таблицы смертности поколения можно разделить на три группы: таблицы, составляемые для измерения смертности от определенной болезни (например, от рака) среди больных этой болезнью;

таблицы, составляемые актуариями для прогноза, например для определения будущей смертности застрахованных;

таблицы, которые можно было бы назвать демографическими и которые являются ретроспективными.

Первые составляются обычно врачами и охватывают небольшую группу лиц; вторые имеют целью скорее выявить тенденцию, нежели получить данные, пригодные для анализа. Лишь третьи являются исчерпывающими, чем объясняется в значительной мере их ограниченное количество. Насколько нам известно, до пос-

¹ Это, по крайней мере, предсказывали Карл Пирсон и его последователи, начиная с 1912 г. *Karl Pearson, Procedures of the Royal Society of Biology, 1912, 85, 469.*

тедного времени только исследование Делапорта об эволюции смертности в Европе¹ содержало сведения такого рода. Метод, примененный в этом исследовании, весьма изобретателен. Но, к сожалению, сглаживание кривых смертности может привести в конце концов к исчезновению эффекта влияния истории поколения, который мы как раз и стремимся выявить.

Последние таблицы для Англии и Уэльса. В 1962 г. Р. Э. Кэйс с несколькими сотрудниками опубликовал таблицы смертности поколения для Англии и Уэльса², первая из которых совпадает с введением в этот стране заслуживающей доверия статистики гражданского состояния, т. е. примерно с 1840 г. По счастью, совпадению в 1962 г. исполнилось 300 лет с момента появления работы Граунта о смертности³.

Эти таблицы были составлены не в институте, занимающемся демографической статистикой, а в медицинском учреждении⁴. Указав уже в 1956 г. в связи с анализом смертности от рака⁵, на отсутствие таблиц смертности поколения, автор добровольно взял на себя труд восполнить этот пробел. Хотя составленные им таблицы были призваны служить базой для медико-демографических исследований, это были не таблицы первого типа, а исчерпывающие таблицы.

Как отмечалось в предисловии, автор считал, что находился в достаточно благоприятном положении, потому что:

Данные статистики гражданского состояния для Англии и Уэльса публиковались с 1839 г.;

¹ Pierre Delaportz, *Evolution de la mortalité en Europe depuis les origines des statistiques de l'état civil*, Paris, 1941, Imprimerie nationale, "Etude démographique", N 2.

² R. A. M. Case et al. *The Chester Beatty Research Institute. Serial Abridged Life Tables. England and Wales, 1841—1960, Part I. Tables. Preface and Notes*, London. Royal Cancer Hospital, 1962.

³ Позднее были опубликованы новые таблицы для США: Paul H. Jacobson. *Cohort Survival for Generations since 1840* The Milbank Memorial Fund Quarterly, vol. XLII, N 3, July 1964, pp. 23—53.

⁴ "The Chester Beatty Research Institute, Institute of Cancer Research, Royal Cancer Hospital", London.

⁵ R. A. M. Case, *Cohort Analysis of Mortality Rates as an Historical or Narrative Technique* — "British Journal of Preventive and Social Medicine", 1956, N 10.

население страны не подвергалось сильным пертурбациям в связи с войнами и миграцией (впрочем значение английской эмиграции, несомненно, было недооценено);

границы страны не изменялись на протяжении анализируемого периода.

Часть данных уже использовалась ранее «Реджистер Оффис» при составлении английских таблиц смертности (дожития)¹. Однако исходя из этих таблиц почти невозможно построить, пользуясь классическим методом, таблицы смертности поколения. Автор, имея в своем распоряжении необходимые технические средства, заново переработал всю массу статистических данных. Был применен метод Гревилля, при котором исходным показателем служит коэффициент смертности. Кроме того, помимо составления таблиц по группам поколений, Кэйс проявил счастливую инициативу и воспроизвел соответствующие моментные таблицы, составленные тем же методом, что позволяет нам сравнивать два ряда таблиц. Наблюдавшиеся расхождения² могут быть объяснены исключительно различиями в типах таблиц.

Эволюция смертности по поколениям в Англии и Уэльсе

В наши цели не входит систематическое изучение эволюции смертности на протяжении последних 125 лет³. Снижение смертности, особенно детской, доста-

¹ English Life Tables N 3—11

² По сравнению с официальными таблицами, которые не всегда составлялись по единому методу, таблицы CBRI показали незначительные отклонения: для чисел доживающих они редко превышают 1 % в ту или иную сторону и никогда не достигают 2 %, следовательно, речь идет не о систематических ошибках. К тому же не следует проявлять слишком большую требовательность, потому что периоды различных таблиц не совпадают в точности: отклонения вытекают, следовательно, как из различия в применяемых методах, так и из различной периодичности официальных таблиц

³ Интересующиеся этим вопросом могут ознакомиться, в частности, с R. L. Gwilt, Mortality in the Past Hundred Years — "Transactions of the Faculty of Actuaries", vol. 24, 1956 G. Stolin, A Century of International Mortality Trends — "Population Studies", vol. 9, 1955, pp. 24—55; vol. 10, 1956, pp. 17—43.

точно хорошо известно. С этой точки зрения, впрочем, продольный анализ (анализ по поколениям) дал бы нам мало нового, потому что для детей эволюция смертности в каком-нибудь поколении очень близка к той, которая описывается моментной таблицей того же года. Чтобы напомнить, однако, величину этого снижения смертности и его локализацию во времени, воспроизведем следующие данные

Таблица 1

КОЭФФИЦИЕНТЫ ДЕТСКОЙ СМЕРТНОСТИ (в ‰)
(Англия и Уэльс)

	По отцам родившимся около					
	1841 г.	1866 г.	1891 г.	1916 г.	1941 г.	1950 г.
Мальчики	164,2	171,6	163,5	111,1	62,2	26,8
Девочки	135,7	142,6	133,6	87,2	48,0	20,7

Чем старше становится поколение, тем более его смертность отличается от смертности моментной таблицы, относящейся к году его рождения. Так как поколения родившихся после 1876 г. еще не вымерли, мы должны были анализировать скорее эволюцию пятилетних показателей смертности, чем средней ожидаемой продолжительности жизни новорожденных. Для сравнения используется показатель ${}_a^bU$ — относительное значение вероятности умереть, определяемое следующим образом.

Для каждой возрастной группы x , $x+4$ имеем:

$${}_a^bU = \frac{{}_a^bq - {}_a^bq}{{}_a^bq},$$

где q^i — вероятность умереть для поколения (или периода) « i ».

Мы исследовали, в частности, поколения, родившиеся около 1851, 1871 и 1891 гг. (табл. 2 и рис. 1). Между поколениями 1851 и 1871 гг. относительное снижение смертности в возрасте от 20 до 55 лет и после 65 лет как будто не зависит от возраста, хотя и имеет различные уровни. Иначе обстоит дело, когда мы сравниваем поколения 1871 и 1891 гг. (мы неизбежно должны здесь

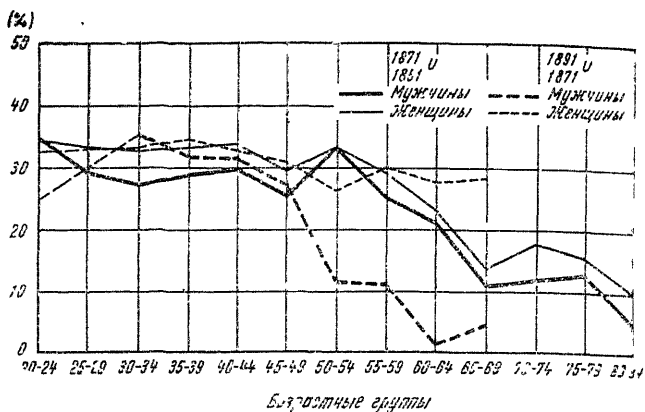


Рис. 1. Англия и Уэльс. Таблицы смертности поколений.
Относительные коэффициенты смертности.

ограничить сравнение возрастом в 70 лет): для женщин снижение смертности как будто не зависит от возраста, для мужчин же это положение сохраняет значение только до 45 лет, после чего снижение становится постепенно более слабым, достигая 1,1% между 60 и 65 годами.

Эта независимость темпа снижения смертности от возраста в течение значительной части жизни взрослого человека мало известна, потому что моментные таблицы сосредоточивают внимание на совсем другом аспекте явления. Пользуясь данными, имеющимися в нашем распоряжении, мы произвели такие же сравнения исходя из моментных таблиц 1856—1860 гг., 1931—1936 гг. и 1956—1960 гг. (табл. 3 и рис. 2)¹. В моментных таблицах стабильность показателя снижения прекращается

¹ Ожидаемая продолжительность жизни в 20 лет примерно одинакова для двух первых таблиц и для таблиц поколения, рассмотренных выше.

	I ₂			
	П 1851	П 1871	М 1856—1860	М 1931—1936
мужчины	40,5	44,7	39,7	47,1
женщины	43,4	48,1	40,8	50,1

(М — данные моментных таблиц, П — данные таблиц поколений.—
Прил. ред.)

в 35 лет, затем кривая показывает падение показателя снижения, обратно пропорциональное возрасту.

Т а б л и ц а 2

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ ПОКОЛЕНИЯ
(Англия и Уэльс)

Возрастные группы		Поколения, родившиеся около			18,1 г. 1911 г.	1911 г.
		1851 г.	1871 г.	1891 г.		
		числ. и %				
20—24 года	{ М	39,6	25,8	19,4	34,9	24,8
	{ Ж	36,5	23,8	16,1	34,8	22,4
25—29 лет	{ М	40,7	28,8	32,4	29,3	..
	{ Ж	38,1	25,4	26,7	33,4	..
30—34 года	{ М	45,0	32,8	21,3	27,2	25,1
	{ Ж	41,4	27,9	18,6	32,6	33,3
35—39 лет	{ М	53,5	38,1	25,9	28,8	32,0
	{ Ж	45,8	31,3	20,6	33,2	34,2
40—44 года	{ М	64,0	44,9	30,7	29,8	31,6
	{ Ж	53,4	35,4	23,7	33,8	33,1
45—49 лет	{ М	77,2	57,9	42,2	25,0	27,2
	{ Ж	61,6	43,4	30,2	29,5	30,4
50—54 года	{ М	96,7	65,1	57,7	32,7	11,3
	{ Ж	75,3	50,5	37,3	33,0	26,2
55—59 лет	{ М	125,7	94,0	83,7	25,0	11,0
	{ Ж	97,7	69,3	48,7	29,0	29,8
60—64 года	{ М	170,2	134,7	133,2	20,8	1,1
	{ Ж	130,1	100,4	71,8	22,8	27,5
65—69 лет	{ М	230,5	206,3	196,9	10,3	4,5
	{ Ж	175,4	152,2	109,5	13,4	28,0
70—74 года	{ М	313,3	277,7	..	11,4	..
	{ Ж	255,0	210,2	..	17,6	..
75—79 лет	{ М	461,1	404,8	..	12,2	..
	{ Ж	380,9	323,1	..	14,8	..
80—84 года	{ М	601,1	576,2	..	4,1	..
	{ Ж	527,5	477,7	..	9,4	..

Возможное объяснение результатов продольного анализа заключается в том, что для достаточно старых поколений снижение смертности вызвано в большей части успехами медицины, а не улучшением биологических условий. Можно было бы предположить, что более здоровая среда, лучшее питание и т. п. оказывают одинаковое влияние на людей независимо от их возраста, разумеется, при прочих равных условиях.

Нельзя, однако, обойти молчанием определенную аналогию (для мужского пола) между кривой сравнения поколений 1871 г. и 1891 г. при продольном анализе и соответствующими кривыми 1931—1936 гг. и 1956—1960 гг., которые обнаруживают минимум снижения между 60 и 65 годами, тогда как для всех остальных кривых это явление обнаруживается в значительно более старших возрастах — в 80 лет и более. Мы еще вернемся к этому вопросу.

Таблица 3

МОМЕНТНЫЕ ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ
(Англия и Уэльс)

Возрастные группы $x, x + 4$	Период, к которому относится таблица			${}^t U$ c	${}^e U$ s
	1936— 1960 гг. (a)	1931— 1935 гг. (b)	1956— 1960 гг. (c)		
	$q_{x, x+4} (1960)$				
20—24 года	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	40,3 41,1	15,7 13,7	5,6 2,6	60,5 81,0
25—29 лет	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	44,9 46,0	15,7 14,8	5,3 3,3	65,0 77,7
30—34 года	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	50,8 50,9	17,2 15,9	6,3 4,7	66,1 70,4
35—39 лет	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	58,5 56,7	22,8 19,3	9,4 7,1	61,0 63,2
40—44 года	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	67,5 63,0	30,7 23,7	15,1 11,2	54,5 62,4
45—49 лет	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	80,9 70,7	45,3 32,8	26,0 17,5	44,0 53,6
50—54 года	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	99,9 85,2	63,8 45,8	46,7 26,7	36,1 46,2
55—59 лет	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	130,4 113,4	92,2 65,9	83,0 41,2	29,3 41,9
60—64 года	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	172,4 152,8	134,7 100,4	130,8 66,9	21,9 34,3
65—69 лет	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	241,9 219,1	206,5 155,2	196,9 109,5	14,6 29,2
70—74 года	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	334,4 307,2	310,2 245,6	289,3 182,8	7,2 20,1
75—79 лет	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	457,4 427,9	452,0 370,9	409,4 295,8	1,2 13,3
80—84 года	$\left\{ \begin{array}{l} M \\ Ж \end{array} \right.$	602,2 571,0	601,1 527,5	565,5 450,4	0,2 7,6
					5,9 14,6

Моментные таблицы как исходная база для составления таблиц поколения

Предшествующий анализ заставляет нас обдумать следующий вопрос: как моментные таблицы отражают смертность данного поколения? В период быстрой эволюции смертности, подобный тому, который мы изу-

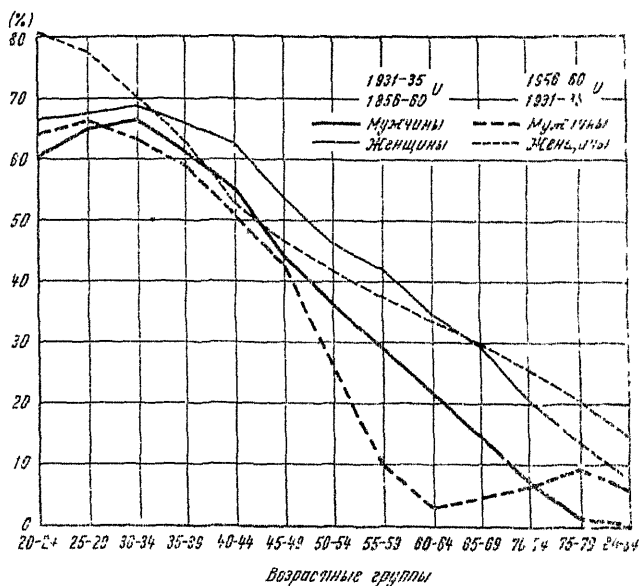


Рис. 2. Англия и Уэльс. Моментные таблицы смертности.
Относительные коэффициенты смертности.

чаем (табл. 1), логически невозможно, чтобы моментная таблица давала достаточно верное изображение смертности поколения родившихся в том же году. Однако, ввиду того что снижение смертности было особенно заметным после перелома, происшедшего в прошлом веке, для поколений, родившихся около 1851 г., переход от одного типа таблиц к другому может быть достаточно удовлетворительным, так как значительное число лиц данного поколения умерло в возрасте до 50 лет,

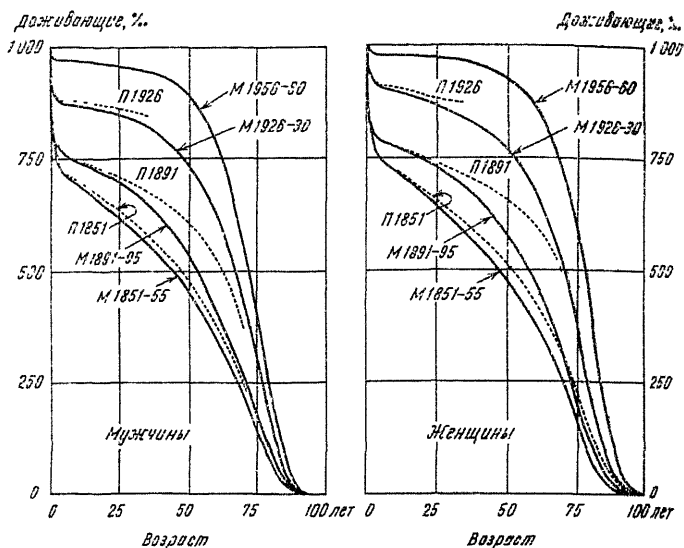


Рис. 3 и 4. Англия и Уэльс. Числа доживающих по таблицам смертности поколения (точки) и моментным таблицам (сплошные линии).

следовательно, до того, как был зафиксирован большой прогресс в борьбе со смертностью. Сравнивая показатели средней продолжительности жизни новорожденного, имеем:

Т а б л и ц а 4

ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ
НОВОРОЖДЕННОГО (в годах)
(Англия и Уэльс)

	Му.кчины	Женщины
Таблица поколения 1851 г.	40,7	44,2
Моментная таблица 1851—1856 гг. . . .	39,7	41,8

Различия более значительны у женщин: сокращение смертности между 1851 и 1951 г. (к 1951 г. поколение 1851 г. почти полностью вымерло) было более быстрым

у женщин, чем у мужчин. То же самое было и с поколением 1891 г. рождения (рис. 3, 4, 5, 6). Складывается впечатление, что, чем поколения моложе, тем расхождение между числами доживающих в моментных таблицах и в таблицах поколения становятся большим. Для трех изучаемых поколений максимальное расхождение как будто приходится примерно на интервал между 70 и 75 годами у женщин и на 65 лет у мужчин. Можно, следовательно, предположить, что для женского поколения 1891 г. максимальное расхождение еще не было достигнуто. Но ведь в 70 лет это расхождение составляет уже до 20 % исходной численности поколения и почти 40 % доживших до 70 лет, поскольку для этого поколения половина его численности дожила до этого возраста. К тому же график позволяет констатировать, что для поколения 1891 г. не только модальное значение чисел доживающих выше, но и их дисперсия менее значительна, чем для поколения 1871 г., причем как для мужчин, так и для женщин.

Можно попытаться объяснить это тем, что, так как смертность подростков и молодежи была уже очень низкой, расхождения между двумя типами таблиц все менее и менее отражаются на показателях их доживаемости. С другой стороны, так как для более старших

Превышение чисел
доживающих

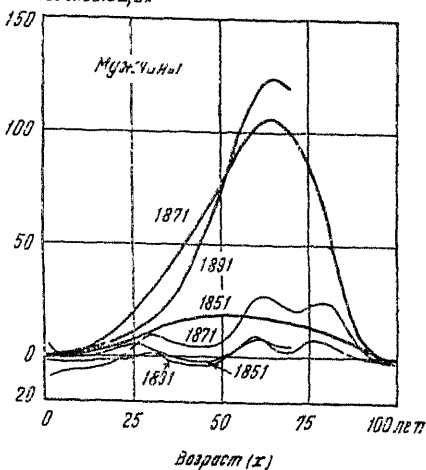


Рис. 5 Англия и Уэльс Превышение чисел доживающих по таблицам смертности поколений (на базе 1000 родившихся) по сравнению с моментными таблицами того же периода (жирные линии) и приближенной таблицей смертности поколения, построенной на основе трех моментных таблиц (тонкие линии) Мужчины.

возрастов теперь, когда усилия медицины направлены на борьбу с эндогенными причинами смертности, прогресс становится все более и более трудным, он может только отсрочить смерть до какого-то предельного возраста, который еще не смогли отодвинуть. Было бы неверно, однако, утверждать, как может показаться при первом взгляде на график, что выигрыш в борьбе со смертностью увеличивается с возрастом. Выше мы показали как раз обратное. Дело в том, что кривая дожития является кумулятивной функцией и что по мере увеличения возраста интервал времени, разделяющий сравниваемые величины, возрастает.

Следовательно, единственным показателем, который можно легко предвидеть исходя из моментных таблиц, является как будто среднее число лет, прожитых поколением (или средняя продолжительность предстоящей жизни новорожденного, e_0). Большое количество находящихся в нашем распоряжении данных позволяет с достаточной полнотой проследить эволюцию этого показателя по моментным таблицам и по таблицам поколения (рис. 7 и 8). Мы видим, что при одном и том же уровне e_0 существует в среднем разница в 22,5 года для

Пребывание чисел
божввоющих

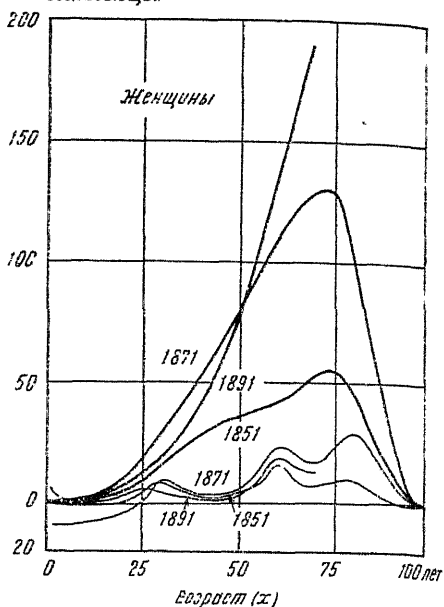
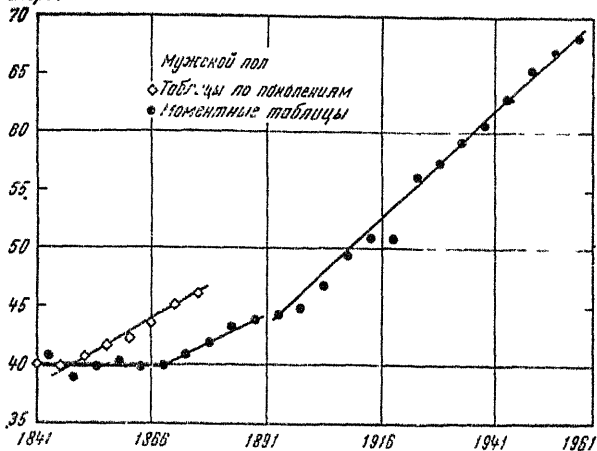


Рис. 6. Англия и Уэльс. Превышение чисел доживающих по таблицам смертности поколения (на базе 1000 родившихся) по сравнению с моментными таблицами того же периода (жирные линии) и приближенной таблицей смертности поколения, построенной на основе трех моментных таблиц (тонкие линии). Женщины.

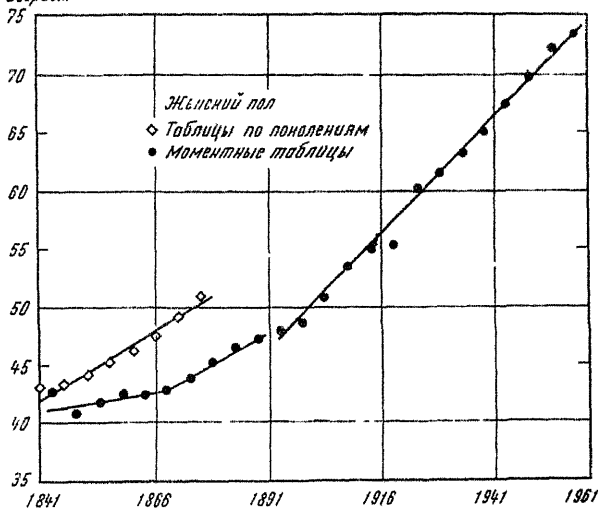
Возраст



Календарные годы

Рис. 7. Англия и Уэльс. Средняя ожидаемая продолжительность жизни при рождении по таблицам смертности поколения и моментным таблицам Мужчины.

Возраст



Календарные годы

Рис. 8. Англия и Уэльс. Средняя ожидаемая продолжительность жизни при рождении по таблицам смертности поколения и моментным таблицам Женщины.

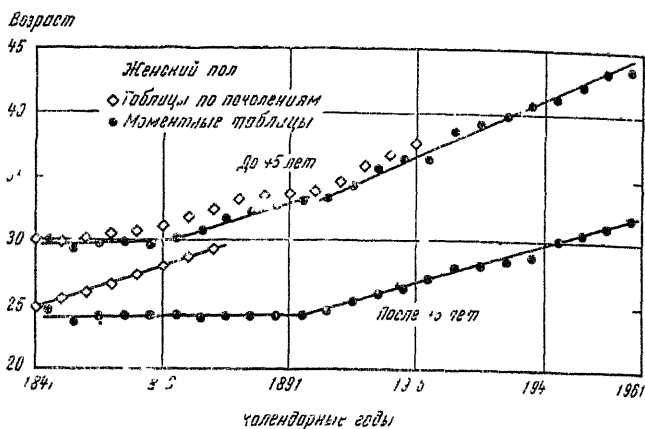


Рис 9 Англия и Уэльс Среднее число лет, прожитых до и после достижения 45 лет по таблицам смертности поколения и моментным таблицам Мужчины

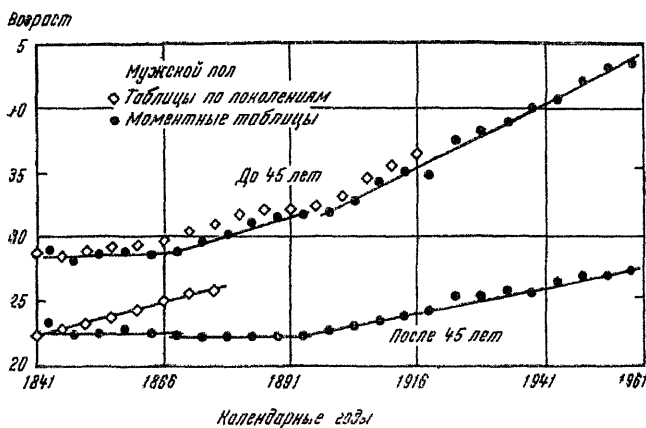


Рис 10 Англия и Уэльс Среднее число лет, прожитых до и после достижения 45 лет, по таблицам смертности поколения и моментным таблицам Женщины

мужчин и в 25 лет для женщин между датой рождения поколения и периодом, для которого моментная таблица дает то же самое ео. Такова тенденция, наблюдавшаяся в прошлом. Возможно ли на основе современных данных попытаться установить, будет ли она такой же в будущем? Чтобы наше предвидение основывалось на более прочной базе, мы разложили ео на две составляющие, которыми является среднее число лет, прожитых до и после 45-летнего возраста (рис. 9 и 10).

С одной стороны, мы видим, что до 45 лет расхождение между когортным и моментным показателями уменьшается и что для поколений, родившихся после 1900 г., оно равно примерно 5 годам. С другой стороны, после 45 лет расположение нескольких точек, которые мы имеем, позволяет видеть достаточно хорошую регулярность кривых при постепенно увеличивающемся расхождении: оно составляло около 60 лет для поколения 1876 г. Если тенденция, выявленная для этих нескольких поколений, развивалась бы в том же направлении, прогнозирование средней продолжительности жизни для поколений было бы довольно простым делом. Например, для поколения 1901 г. можно было бы предвидеть, что среднее число прожитых лет будет 55 у мужчин и 60 у женщин.

Регулярность изменений, описываемых кривыми как при продольном, так и при поперечном анализе, причем для обоих полов, побудила нас разработать приемы (см. приложение), с помощью которых мы получим возможность построить приближенную таблицу смертности различных поколений исходя из трех соответствующим образом подобранных моментных таблиц.

Может ли история поколения объяснить неизменность смертности в старших возрастах?

Смертность взрослых в ряде стран с низким уровнем смертности в послевоенный период изменяется весьма непредвиденным образом. Это явление, которое особенно проявилось у мужского населения Норвегии, Нидерландов и Англии с Уэлсом, тщательно анализируется в одном исследовании, проведенном ООН¹. Мы

¹ N. U. "Bulletin Démographique", 1962, N 6, New York, 1963, ST/SOA/Ser. N 6, p. 13 и след.

извлекли из этого исследования таблицу, относящуюся к Англии и Уэльсу.

Таблица 5

ПЯТИЛЕТНИЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ СМЕРТНОСТИ

(мужской пол, в %)

(Англия и Уэльс)

Возрастные группы	Зафиксированный минимум	1932 г	Рост	
	год	коэффициент	абсолютный	(в %)
35—39	1962 (1955)	18 (19)	—	—
40—44	1962 (1956)	29 (30)	—	—
45—49	1959	51	1	2,0
50—54	1960	92	1	1,1
55—59	1960 (1948)	167 (168)	2	1,2
60—64	1948	271	18	6,6
65—69	1948	400	38	9,5
70—74	1948	609	82	13,5
75—79	1948	935	98	10,5

После того, как в 1948 г. был достигнут минимальный уровень смертности в возрасте 60 лет и старше, ситуация ухудшилась вместо того, чтобы улучшиться. Это можно было видеть уже на рис. 2. По мнению некоторых биологов, наиболее правдоподобное объяснение этого явления дает гипотеза о влиянии отсутствия естественного отбора. Но ведь, как свидетельствует исследование ООН, в то время, когда естественный отбор происходил без всяких ограничений, болезни не только приводили к гибели в раннем возрасте наиболее слабых индивидуумов из поколения, но они подрывали в то же время и здоровье выживавших. Из этого следует, что априори невозможно сказать, может ли снижение детской и юношеской смертности на протяжении столетия вызвать в качестве следствия снижение или увеличение шансов дожить до определенного возраста для взрослых или стариков¹ при условии, разумеется,

¹ Анализ корреляции, существующей между детской смертностью и смертностью в преклонных возрастах по районам Италии, можно найти у Massimo Livi-Bacci, Alcune considerazioni sulle tendenze della mortalità senile e sull' eventuale influenza selettiva della mortalità infantile.— "Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica", vol. XVIII, N 3—4, Luglio — dicembre 1964, pp. 57—75.

что прочие факторы, оказывающие влияние на риск смертности в старших возрастах, остаются бы неизменными.

Нам кажется, что мы располагаем инструментом, который позволит, если не полностью разгадать указанную выше загадку, то, по крайней мере, пролить немного больше света на это явление и указать новые пути исследований, направленных на объяснение подъема смертности в старших возрастах в странах, где смертность очень низка. Оказывает ли история поколений какое-либо влияние на эволюцию смертности? С помощью таблиц смертности поколения мы попытались измерить это возможное влияние истории поколения, выражая для каждого из них по таблицам Кэйса среднее число лет (y), прожитых между возрастами a и $a+10$, где a варьирует от 45 до 75 лет, как функцию среднего числа лет, прожитых между 0 и 45 годами (x) для того же поколения, т. е.

$$y = \sum_{i=a+1}^{a+10} L_i / L_a + 0,5$$

в зависимости от

$$x = \sum_{i=1}^{45} L_i / L_0 + 0,5$$

Согласно теории естественного отбора, по мере того, как x увеличивается, y должен был бы уменьшаться. Можно, конечно, применить эти показатели и к моментным таблицам (таблицам фиктивного поколения), но они не имеют тогда такого значения, как при применении к реальным поколениям.

Благодаря достаточно большому числу поколений в таблицах Кэйса мы смогли рассмотреть, позволяет ли введение этих переменных установить какую-либо закономерность. Графики на рис. 11 и 12 как будто показывают достаточно ясно, причем как для мужчин, так и для женщин, что в рассматриваемом случае снижение смертности до 45 лет не влечет за собой ослабления здоровья поколения в возрасте 45 лет и старше или, во всяком случае, прогресс медицины и санитарии способен ему противостоять. Согласно Карлу Пирсону и его последователям мы должны были бы получить выпук-

лые кривые, на графике же 11 и 12 кривые скорее вогнутые.

Надо сказать, однако, что кривые как будто стремятся к какому-то пределу (асимптоте), так что, например, в 45—54 года выигрыш в 1,5 года на оси x приводит к увеличению на 0,2 года на оси y (между поколениями 1851 г. и 1871 г.), тогда как для поколений 1901 и 1906 гг. такое увеличение приносит выигрыш всего 0,05 года на оси y . Это может в действительности показать, где был бы средний предел человеческой жизни между возрастaми a и $a+10$ независимо от влияния систематического отбора.

Заметим, наконец, что мы рассмотрели пример одной только страны в определенный период, так что было бы неосторожно пытаться видеть здесь проявления какой-то общей закономерности. К тому же — и это, вероятно, наиболее важный момент с точки зрения изучаемого явления — среднее число лет, прожитых рассматриваемыми поколениями (до 1906 г. включительно) между 0 и 45 годами, изменяется только от 28 до 36 лет. Но ведь в последних моментных таблицах среднее число прожитых лет составляет 43 года. Отсюда следующий вопрос: обнаружат ли кривые для

число 7

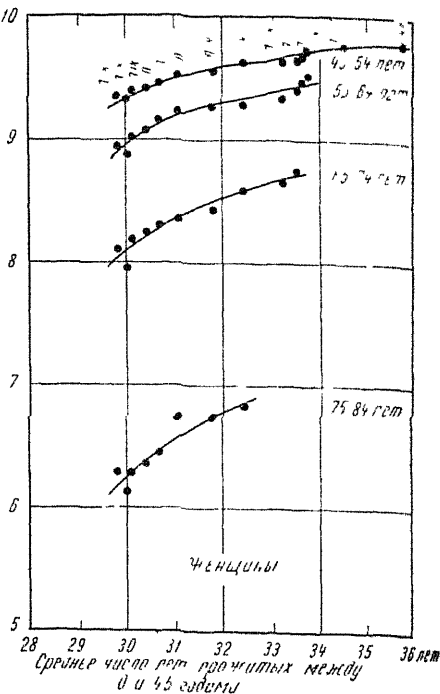


Рис. 11 Англия и Уэльс. Таблицы поколения Среднее число лет, прожитых после достижения 45 лет (по десятилетним периодам), в зависимости от среднего числа лет, прожитых тем же поколением до 45 лет Мужчины

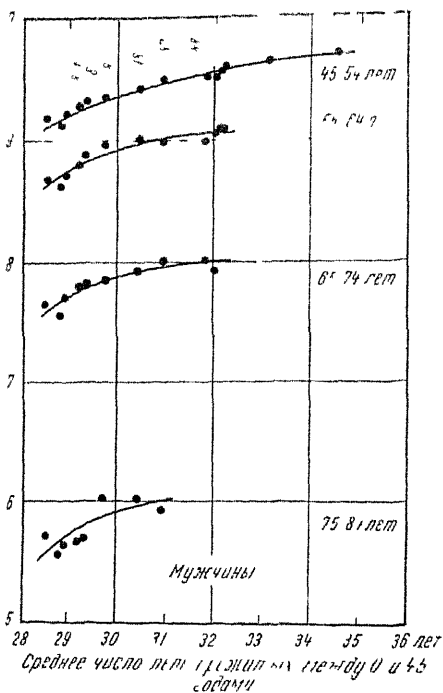


Рис 12 Англия и Уэльс Таблицы поколения Среднее число лет, прожитых после достижения 45 лет (по десятилетним периодам), в зависимости от среднего числа лет, прожитых тем же поколением до 45 лет Женщины

36 13 и т. д. же тенденцию, которая отмечалась для 28—36 лет? Ничто не даст нам возможности ответить на этот вопрос, и надо подождать, пока молодые поколения построятся, чтобы установить среднее число лет, которое они проживут между 0 и 45 годами.

Все сказанное справедливо при условии, что прочие факторы, влияющие на смертность в старших возрастах, не изменяются. Но в этом случае анализ эволюции причин смерти как будто лишает нашу гипотезу силы. Надо, однако, быть очень осторожными с истолкованием изменений причин смертности, так как действует очень большое количество различных

факторов: усовершенствование методов диагностики, кооперация врачей даже в странах очень слабо развитых с точки зрения санитарии и медицины, изменения номенклатуры, нерешительность в унификации причин и т. п. Мы не считаем, что эти различные изменения могли в действительности сделать незаметным влияние истории поколения.

Был ли подъем смертности в старших возрастах вызван причинами, действовавшими в течение какого-то

периода времени, или это специфические причины, присущие определенным поколениям и потому, как можно предположить, преходящие? Вернемся к анализу поколения 1871 и 1891 гг. Выше мы видели (рис. 1), что снижение смертности в старших возрастах за 20 лет, которые разделяют эти два поколения, было меньшим, чем между поколениями 1851 и 1871 гг. Вызвано ли это тем, что после достижения достаточно низкого уровня смертности стало все сложнее и сложнее добиваться новых успехов в борьбе с ней? Наблюдалось бы то же самое явление, если бы на коэффициенты смертности в старших возрастах начало влиять отсутствие естественного отбора? Во всяком случае парадоксально, что смертность женщин в этих возрастах, которая всегда была меньше смертности мужчин, продолжает падать, тогда как для мужчин наблюдается заметное замедление падения, если не прекращение его и последующий подъем коэффициентов смертности.

Второе возможное объяснение заключается в том, что мужские поколения сильно пострадали в войне 1914—1918 гг. В 1916—1918 гг. коэффициенты смертности поколений 1881—1911 гг. были более высокими, чем у поколений на 5 лет моложе в 1911—1915 гг. Между возрастaми 15 и 30 лет они были выше на 40%. Не могли ли поколения, пострадавшие от войны, испытать не только потери на войне, но и ослабление оставшихся в живых? Но загадка появляется снова потому что то же явление наблюдается в соответствующих женских поколениях, которые, достигнув зрелого возраста, не обнаруживают никаких последствий этого ослабления. Подъем коэффициентов смертности в 1916—1920 гг. объясняется, возможно, в большей степени эпидемией испанского гриппа¹, чем воздействием войны.

Заключение

То, что нельзя было установить априори, нельзя выяснить и апостериори, так как результаты, вытекающие из нашего исследования, не приводят к точному

¹ Arthur Peacock. The Survival of the Unfit and its Influence on Mortality. Proceedings of the Centenary Assembly of the Institute of Actuaries, 1950, vol II, pp 28—46.

ответу на поставленный вопрос: ведет ли отсутствие естественного отбора к ослаблению населения? Анализ таблиц смертности поколений является, конечно, шагом в нужном направлении, сделанным для того, чтобы попытаться объяснить подъем коэффициентов смертности в старших возрастах в странах с низкой смертностью. Кажется, однако, что прошло слишком мало времени, для того чтобы объяснить явление, которое насчитывает всего два десятка лет.

Что же касается сравнения показателей таблиц поколения и моментных таблиц того же периода, то оно показывает, что каждый тип таблиц имеет свои достоинства, но оно приводит нас также к тому, чтобы воспроизвести комментарий Кэйса и подобно ему задаться вопросом: к чему все математические тонкости актуариев, если фиктивное поколение моментных таблиц дает такое плохое представление о смертности реального поколения?

Приложение

Составление приближенной таблицы смертности поколения с помощью нескольких моментных таблиц смертности

Из самого понятия таблиц смертности на определенный момент и таблиц смертности поколения вытекает, что если бы мы имели непрерывный ряд ежегодных или, по крайней мере, периодически составляющихся таблиц смертности на определенный момент, то было бы очень просто построить таблицы смертности поколения. Но такого ряда таблиц нет даже в странах, имеющих хорошую статистику гражданского состояния на протяжении длительного времени. Однако сейчас имеется тенденция к сохранению определенной периодичности в разработке моментных таблиц, так что их можно будет легче использовать для разработки таблиц смертности поколения.

Моментные таблицы и таблицы смертности поколения расходятся между собой все больше и больше. Однако сходная эволюция среднего числа лет, прожитых между определенными возрастами, в таблицах обоих типов позволила нам разработать метод построения

таблиц поколения (или поколений) исходя из трех моментных таблиц.

Возьмем пример для мужчин Англии и Уэльса. Рассмотрим изменение среднего числа лет, прожитых между 0 и 30 годами, 30 и 60 годами и после 60 лет в мо-

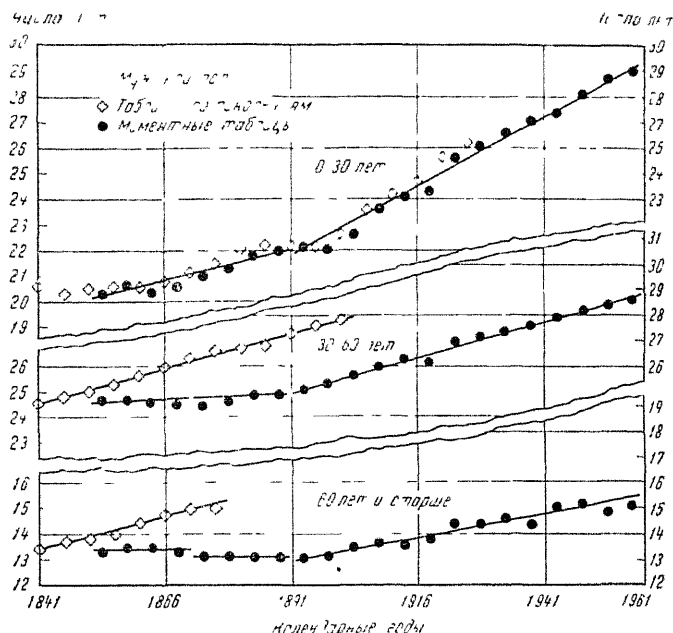


Рис. 13. Англия и Уэльс. Среднее число лет, прожитых между x и $x+n$ годами, по таблицам смертности поколения и моментным таблицам. Мужчины.

ментных таблицах и в таблицах смертности поколения. Показатели таблиц смертности поколения изменяются таким же образом, что и показатели моментных таблиц, но с некоторым сдвигом, который мы можем оценить (рис. 13 и 14). В наиболее распространенном случае, когда мы располагаем только моментными таблицами, потребуется оценить этот сдвиг в зависимости от изме-

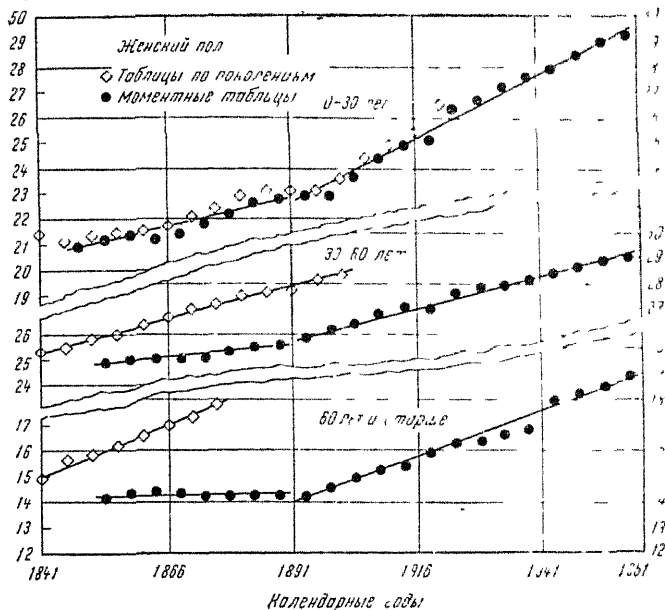


Рис. 14. Англия и Уэльс Среднее число лет, прожитых между x и $x+n$ годами, по таблицам смертности поколения и моментным таблицам. Женщины.

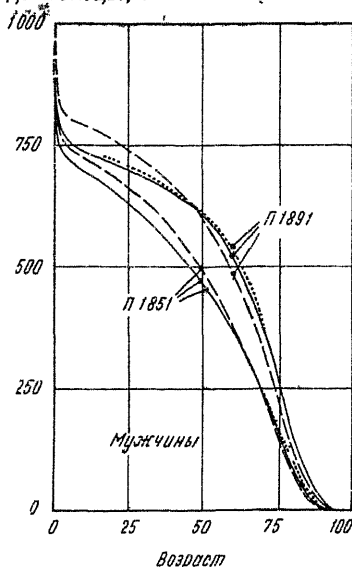
нений смертности в рассматриваемой стране. Для Англии и Уэльса можно построить следующую таблицу сдвигов:

между 0 и 30 годами : сдвиг на 5 лет
 между 30 и 60 годами : сдвиг на 40 лет
 между 60 и ∞ годами : сдвиг на 65 лет

Вернемся к анализу поколений 1851, 1871 и 1891 гг. Ряд коэффициентов смертности можно было бы построить следующим образом:

$$\begin{aligned}
 {}^w G''^{1851} &= {}^{30}_0 M^{1856-1860} + {}^{60}_{30} M^{1891-1895} + \\
 &\quad + {}^w M^{1916-1920}; \\
 {}^w G''^{1871} &= {}^{30}_0 M^{1876-1880} + {}^{60}_{30} M^{1911-1915} + \\
 &\quad + {}^w M^{1936-1940};
 \end{aligned}$$

Дожи́вающие, %.



Дожи́вающие, %.

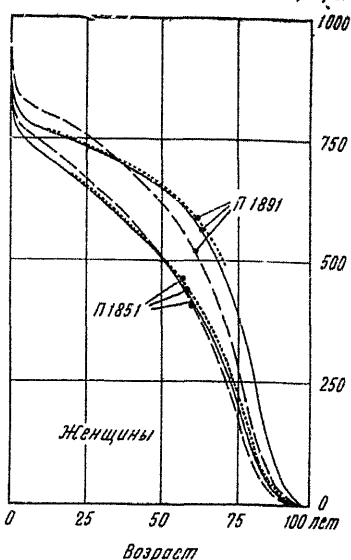


Рис 15 и 16. Англия и Уэльс Числа доживающих в различных поколениях по:

таблицам поколения (на базе 1000 родившихся) (точки); приближенным таблицам, построенным на основе трех моментных таблиц (сплошные линии), типовым таблицам ООН, имеющим ту же среднюю продолжительность жизни (пунктир)

$${}^w G''_{1891} = {}^w_0 M_{1896-1900} + {}^w_{30} M_{1931-1935} + {}^w_{60} M_{1956-1960},$$

где G''_t — оцениваемая таблица поколения t ,

${}^{x+n}_x M_t$ — таблица на момент t между возрастaми $x, x+n$.

Сравним среднюю продолжительность жизни в этих различных таблицах:

	Мужчины			Женщины		
	1851 г.	1871 г.	1891 г.	1851 г.	1871 г.	1891 г.
G''	40,6	44,3	48,6	43,7	48,6	54,0
G''	40,7	45,1	?	44,2	49,3	?
M	39,7	40,7	44,3	41,8	43,8	47,8

Расхождение намного уменьшилось. Это еще более очевидно, если сравнить числа доживающих из этих различных таблиц (рис. 5 и 6). Изменения для трех рассматриваемых поколений теперь минимальны и имеют величины одного порядка. Для молодых поколений достаточно составить прогноз нескольких моментных таблиц смертности, для которых техника разработки прогноза известна.

Этот метод не только позволяет нам оценить среднюю предстоящую продолжительность жизни при рождении поколений, но и дает нам также приближенную таблицу со всеми классическими показателями: q , l , и т. д.

В странах, которые располагают небольшим количеством моментных таблиц, может оказаться необходимым оценить всеми классическими методами среднюю ожидаемую продолжительность жизни при рождении различных изучаемых поколений, а затем использовать для всех остальных показателей соответствующие типовые таблицы ООН. Однако если мы сравним числа доживающих из различных таблиц ООН с аналогичными (т. е. имеющими ее того же порядка) таблицами изучаемых здесь поколений, то мы увидим, что типовые таблицы систематически дают слишком много доживающих в младших возрастах и недостаточно — в старших (рис. 15 и 16). Если мы возьмем какую-либо таблицу, которая лучше всего соответствует действительности для возрастов до 45 лет, ошибка после 45 лет будет тем более значительной. Заметим, что в случаях, когда мы не будем располагать достаточным количеством моментных таблиц или равноценных статистических данных, обращение к типовым таблицам ООН могло бы дать искомые показатели, пусть даже и не очень точные.

Перевел А. Г. Вишневский

Ги Пурше

ОПЫТ КОГОРТНОГО АНАЛИЗА ГЕОГРАФИЧЕСКОЙ И ПРОФЕССИОНАЛЬНОЙ МОБИЛЬНОСТИ

Guy Pourcher. Un essai d'analyse par cohorte de la mobilité géographique et professionnelle.— "Population", 1966, N 2, pp 357—378

В последние годы отделом психосоциологии Национального института демографических исследований было проведено под руководством Алена Жерара несколько опросов с целью изучения географической и профессиональной мобильности во Франции.

В ходе первого исследования изучалась иммиграция из провинции в Париж¹. В 1961 г. было отобрано в порядке случайной выборки около 4 тыс. жителей Парижской агломерации, преимущественно уроженцев провинции, и им были заданы вопросы, позволяющие описать и объяснить их переселение в Париж: о месте рождения, социальном и профессиональном происхождении, о географических перемещениях, семейном положении, переменах профессии и т. п. В равной степени стремились выяснить отношение опрашиваемых к образу жизни в Парижской агломерации, так же как и степень их удовлетворенности или неудовлетворенности.

Второе исследование, параллельное первому, было проведено в тот же период на основе пропорциональной выборки². Было опрошено 2 тыс. человек, живущих во всех районах Франции, за исключением департаментов

¹ Guy Pourcher, Le peuplement de Paris, Origine, régionale, Composition sociale. Attitudes et motivations.— "Cahier de I, I. N. E. D.", N 43, 1964.

² Alain Guard, Henri Bastide et Guy Pourcher — Mobilité géographique en province et concentration urbaine "Population", N 2, 1964, pp. 227—266.

Парижского района. Подобно анкете, использовавшейся при опросе уроженцев провинции, переселившихся в Париж, и эта анкета позволяла получить сведения о географических перемещениях опрашиваемых и об изменениях в их профессии.

В настоящей статье на основе данных, собранных при проведении опроса в провинции, делается попытка описать *по поколениям* географическую мобильность опрошенных и оценить значение изменений профессии, которые, как известно, чаще всего сопутствуют изменению места жительства.

Вопросы, анализируемые в этой статье, воспроизводятся ниже.

ИЗВЛЕЧЕНИЕ ИЗ ВОПРОСНИКА

Всегда ли Вы жили в _____ ?
(современное место жительства опрашиваемого)

Да (1)

Нет (2)

Если нет, то перечислите, пожалуйста, последовательно местности, в которых Вы жили с момента рождения, и укажите, когда Вы меняли место жительства.

Коммуна	Департамент или страна	До какого возраста или до какого года
1.		
2.		
3.		
.		

Какова Ваша точная профессия в настоящий момент? (Для пенсионеров и удалившихся от дел назвать профессию в момент прекращения работы).

.

Предприниматель (1) Работающий по найму (2)
Пенсионер или удалившийся от дел (3)

(для женщин, не имеющих профессии в настоящее время): была ли у Вас когда-нибудь профессия?

Да (1)

Нет (2)

Если да, то какая или какие? До какого года или какого возраста?

Профессия

До какого возраста
или до какого года

1.
2.

Для всех остальных:

Всегда ли Вы имели ту же самую профессию? Да (1) Нет (2)
Если нет, то какие профессии Вы имели и когда их сменили?

Профессия

До какого возраста
или до какого года

1.
2.
3.

Для того чтобы приспособить ретроспективное наблюдение к задачам продольного анализа, ставились вопросы о последовательно менявшихся местах проживания и профессиях. При этом стремились установить время этих изменений, выясняя либо дату, либо возраст в момент, когда эти изменения произошли. Поскольку речь шла о важных событиях в жизни опрашиваемых, можно было ожидать, что пропуски будут редкими и что качество собранных материалов будет достаточным для того, чтобы получить новые данные о географической и профессиональной мобильности населения.

Так как смена места жительства или профессии, подобно рождению ребенка — явления повторяющиеся¹, было также интересно изучить связь между событиями, следующими одно за другим. В конечном счете, мы пытаемся ниже дать описание географической и профессиональной мобильности в продольном разрезе вначале для всей совокупности перемещений или изменений профессии, а затем для изменений различных порядков: первых, вторых и т. п.

Речь идет здесь о попытке исследования, а не о за-

¹ Louis Henry, *Fécondité des mariages.*, Nouvelle méthode de mesure "Travaux et documents de". I. N. E. D., cahier N 16, Paris, P. U. F., 1953, p. 180.

конченном исследовании. Мы ограничились анализом данных, полученных в результате опроса, проведенного в провинции, так как они имеют не столь локальное значение, как данные, касающиеся миграции в Париж. Однако малая величина массива, а также метод выборки не позволяют произвести достаточно детального анализа мобильности. Это исследование имеет скорее экспериментальные цели: важно выяснить, способна ли анкета, проведенная более широко и предназначенная специально для изучения изменений места жительства и профессии в продольном разрезе, принести элементы полезной информации, могущей углубить наши знания о явлениях географической, профессиональной и социальной мобильности.

I. Географическая мобильность

Изучаемыми событиями являются здесь перемены места жительства после достижения 15-летнего возраста. Информация была получена из ответа на вопрос: «Перечислите, пожалуйста, местности, в которых Вы жили с момента рождения, и укажите, когда Вы меняли место жительства?» При анализе не учитывались переселения в пределах одной и той же агломерации, состоящей из нескольких коммун. Не принимались во внимание также смены местожительства беженцев во время войны и изменения, связанные с несением военной службы.

Первые перемещения. Ряды динамики годовых коэффициентов мобильности для обоих полов вместе, полученные для каждой группы поколений путем отнесения числа первых перемещений, происходящих в каждой возрастной группе, к числу опрошенных данного поколения, приведены в табл. 1.

Максимальный коэффициент, близкий к 60 на 1000 человек, достигается в возрасте 20—24 года. В дальнейшем коэффициент мобильности быстро убывает и после 40 лет не превышает, как правило, 5‰.

Сумма коэффициентов мобильности за все периоды жизни поколения дает среднее число первых перемещений для каждого поколения. На практике можно ограничиться каким-нибудь достаточно высоким возрастом, например, 70 годами. Но, для того чтобы охватить

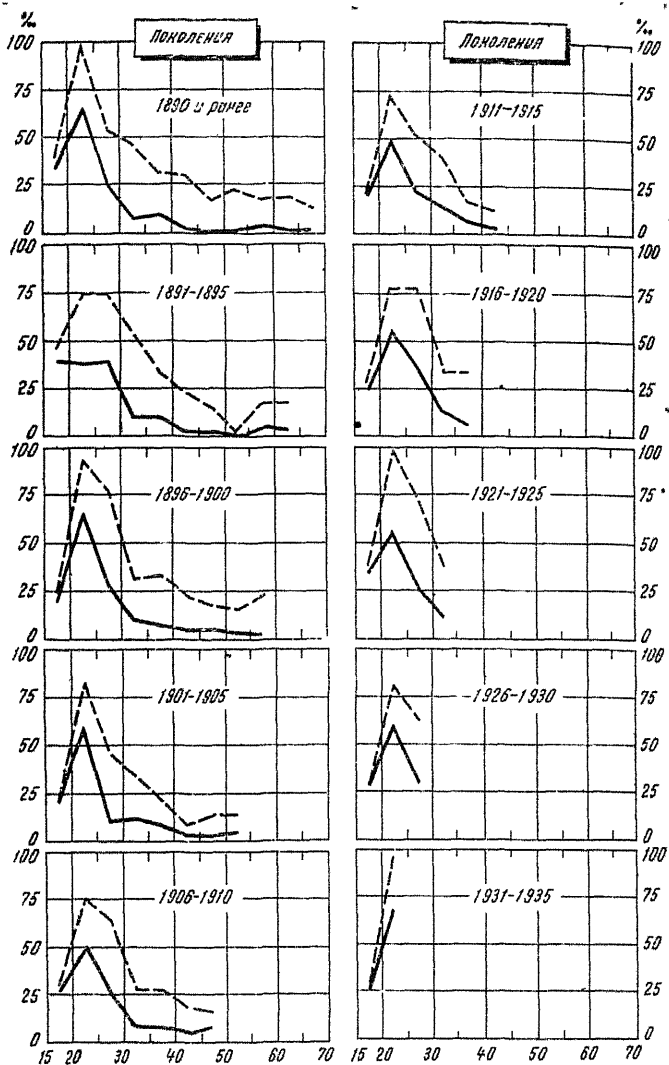


Рис. 1. Годовые коэффициенты мобильности: первые перемещения (сплошные линии) и все перемещения (пунктир).

Таблица 1

ГОДОВЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ ГЕОГРАФИЧЕСКОЙ МОБИЛЬНОСТИ
ПЕРВЫЕ ПЕРЕМЕЩЕНИЯ (65 ПОЛ., 1)

Поколения	Возраст в момент первого перемещения (в годах)						
	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49
1890 и ранее	34	66	25	7	10	3	1
1891—1895	39	38	39	10	10	3	2
1896—1900	21	65	28	10	6	4	4
1901—1905	21	57	9	10	6	1	1
1906—1910	27	50	25	7	6	2	6
1911—1915	20	49	22	15	6	3	(3)
1916—1920	24	54	35	12	6	(3)	(2)
1921—1925	34	57	26	10	(6)	(3)	(2)
1926—1930	27	59	27				
1931—1935	25	68					

Продолжение

Поколения	Возраст в момент первого перемещения (в годах)				Среднее число первых перемещений	
	50—54	55—59	60—64	65—69	до 50 лет	до 70 лет
1890 и ранее	2	4	1	3	730	780
1891—1895	0	4	3	(3)	705	755
1896—1900	3	1	(3)	(3)	690	740
1901—1905	3	(2)	(2)	(2)	525	570
1906—1910	(4)	(4)	(3)	(3)	615	685
1911—1915					590	
1916—1920					680	
1921—1925					690	
1926—1930						
1931—1935						

Примечание. Коэффициенты в скобках приведены согласно оценке. Принцип оценки следующий. Начиная с 40 лет, коэффициенты, видимо, мало изменяются с возрастом. Поэтому в качестве экстраполированных коэффициентов взяты средние из коэффициентов, действительно наблюдавшихся в возрастах старше 40 лет. По соображениям выравнивания это правило соблюдается лишь в среднем. Для 1906—1910 гг., например, предпочтение отдано последовательности 1, 1, 3, 3 а не 4, 3, 4, 3.

столь длительный отрезок времени, надо было бы оценить весьма большое число коэффициентов мобильности. Поэтому мы решили в большинстве случаев ограничиться суммой коэффициентов мобильности до 50-летнего возраста. Посредством нескольких экстраполяций можно охватить поколения до 1921—1926 гг. рождения. Поколения родившихся между началом XX в. и войной 1914—1918 гг. были наименее мобильными, они достигли

возраста максимальной мобильности как раз к моменту экономической депрессии 30-х годов. Анализ динамики коэффициентов мобильности в возрасте 20-24 года показывает снижение интенсивности миграции в связи с войной и экономическим кризисом. Действительно, самый низкий коэффициент наблюдался у поколений 1891—1895 гг. рождения, в наибольшей степени пострадавших от войны, тогда как поколения 1896—1900 гг., наоборот, показали высокую интенсивность миграции, несомненно, вследствие экономического подъема, последовавшего после войны. Экономический кризис 30-х годов снова сопровождался относительным застоем в смысле перемены места жительства, чувствительным для поколений, родившихся в 1906—1915 гг.

При анализе данных оказалось невозможным установить различия в характере перемещений. Известно, например, что многочисленные перемещения женщин вызваны вступлением в брак. Но анализ, проведенный отдельно для мужчин и для женщин, не выявил значительных различий. Можно только заметить, что изменения коэффициента мобильности в возрасте 20—24 года во время событий, которые потрясли Францию в первой половине XX в., у мужчин выражены более ярко, чем изменения, наблюдавшиеся у обоих полов, рассматриваемых вместе.

Совокупность всех перемещений. Мы только что видели, что первые перемещения наиболее часты в возрасте 20—24 года. Но чтобы оценить общие масштабы мо-

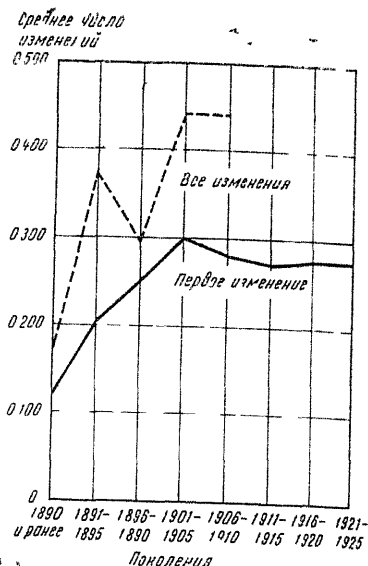


Рис 2 Изменение среднего количества перемещений по группам поколений

бильности, необходимо исследовать интенсивность всех перемещений, взятых вместе. Табл. 2 содержит коэффициенты мобильности по группам возрастов, полученные отнесением общего числа перемещений всех порядков к численности поколения.

Полученные ранее результаты подтверждаются: наиболее часты перемещения (около 80 на 1000 человек) в возрасте от 20 до 25 лет, затем коэффициенты быстро уменьшаются. Сумма возрастных коэффициентов дает общее число перемещений до 50 или до 70 лет. После пополнения недостающих коэффициентов (см. примечание к таблице) получаем также среднее число перемещений, приведенное в двух крайних правых колонках табл. 2.

Т а б л и ц а 2

ГОДОВЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ ГЕОГРАФИЧЕСКОЙ МОБИЛЬНОСТИ.
ВСЕ ПЕРЕМЕЩЕНИЯ (оба пола; в ‰)

Поколения	Возраст в момент перемещения (в годах)							
	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	
1890 и ранее	39	98	52	47	31	30	18	
1891—1895	46	75	75	53	34	24	15	
1896—1900	24	93	76	31	32	22	17	
1901—1905	22	80	46	31	21	8	13	
1906—1910	31	75	63	27	26	17	14	
1911—1915	21	74	51	39	17	12	(10)	
1916—1920	28	78	78	33	33	(22)	(18)	
1921—1925	38	100	72	37	(27)	(18)	(14)	
1926—1930	29	80	63					
1931—1935	28	97						

Продолжение

Поколения	Возраст в момент перемещения (в годах)				Среднее число перемещений	
	50—54	55—59	60—64	65—69	до 50 лет	до 70 лет
1890 и ранее	24	18	19	13	1575	1945
1891—1895	3	16	18	(16)	1610	1875
1896—1900	15	23	(18)	(18)	1475	1845
1901—1905	12	(12)	(12)	(12)	1120	1360
1906—1910	(14)	(14)	(14)	(14)	1265	1545
1911—1915					(1120)	
1916—1920					(1450)	
1921—1925					(1530)	
1926—1930						
1931—1935						

Примечание. Коэффициенты в скобках приведены согласно оценке. Для поколений от 1891—1895 гг. до 1906—1910 гг. процедура оценки та же, что и в табл. 1. Для последующих поколений путем графической экстраполяции получено суммарное количество перемещений до 50 лет, исходя из которого и найдены коэффициенты.

Как и в случае с первыми перемещениями, общая мобильность минимальна у поколений 1901–1905 г.

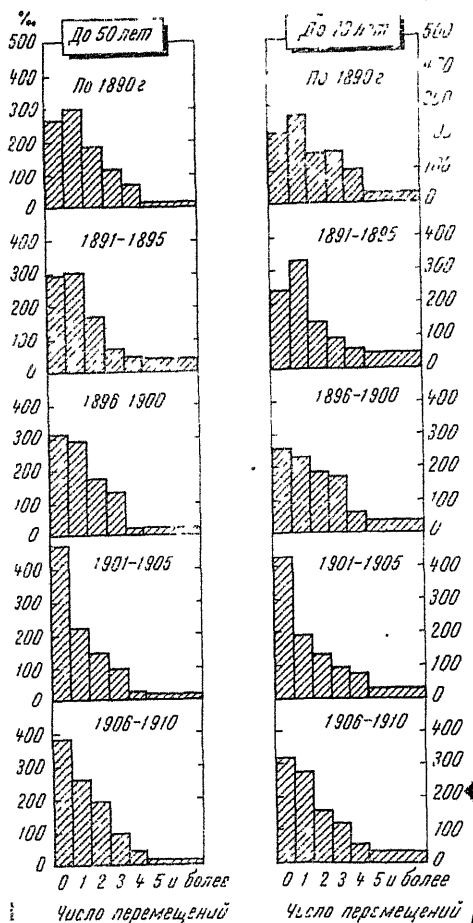


Рис. 3. Распределение опрошенных по числу перемещений в возрасте 15 лет и старше по группам поколений.

рождения, но отличия от предыдущих групп поколений более заметны, несомненно, потому что война, начавшаяся после кризиса, воспрепятствовала новым перемещениям.

Число перемещений. Распределение опрошенных по числу перемещений может быть рассмотрено только для небольшого числа поколений, даже если мы ограничимся перемещениями, совершенными до достижения 50-летнего возраста. Таблицы дают соответствующее распределение перемещений, совершенных до достижения 50 и 70 лет¹. Как видно на графике 3, иллюстрирующем эти таблицы, у поколений до 1896 г. рождения наиболее часто встречающееся чис-

¹ См. табл. 3. В оригинале имелась также таблица «Перемещения в возрасте от 15 до 70 лет», построенная аналогично табл. 3. Здесь она опущена. — Прим. ред.

до перемещений—1, тогда как у поколений, родившихся после 1896 г. это число равно 0.

Таблица 3

Перемещения в возрасте от 15 до 50 лет
(оба пола в %))

Поколения	Число определен- ных	Распределение числа переме- щений в возрасте до 50 лет						Всего
		0	1	2	3	4	5 и более	
1890 и ранее	139	266	302	187	122	72	51	1000
1891—1895	138	297	304	167	66	43	123	1000
1896—1900	142	310	289	176	134	21	70	1000
1901—1905	156	474	218	141	96	20	51	1000
1906—1910	220	382	259	191	95	37	36	1000

Продолжение

Поколения	Вероятность очередного перемещения до 50 лет (%))				
	первого поколения d_0	второго поколения d_1	третьего поколения d_2	четвертого поколения d_3	пятого поколения d_4
1890 и ранее	730	590	565	500	410
1891—1895	705	565	580	720	740
1896—1900	690	580	560	405	770
1901—1905	525	585	540	525	725
1906—1910	615	580	470	430	500
Средняя	655	580	540	495	330

Вероятность последующих перемещений. Суммируя доли перемещений порядков более высоких, чем данный, и находя отношения двух последовательных сумм, получаем вероятность того, что лицо, совершившее пе-

ремещение порядка n , сменит место жительства еще раз¹. Обозначим через d_0 вероятность смены места жительства, по крайней мере, один раз, через d_1 — вероятность смены места жительства два раза при условии, что одно переселение уже совершено, и т. д. Эти вероятности показывают, с какой интенсивностью последовательные перемещения следуют одно за другим.

Средние значения вероятностей каждого последующего перемещения для пяти групп поколений — от родившихся в 1890 г. и ранее до родившихся в 1906—1910 гг. — будут следующими:

	До 50 лет	До 70 лет
d_0	0,655	0,705
d_1	0,580	0,630
d_2	0,540	0,640
d_3	0,495	0,565
d_4	0,330	0,490

Таким образом, около 30 % общей численности поколения никогда не меняют места жительства. Для 37 % тех, кто мигрирует впервые, это перемещение является и последним. Второе перемещение является последним для 36 %, мигрировавших второй раз. В дальнейшем вероятность следующего перемещения убывает по мере того, как порядок перемещения повышается.

Иными словами, *все происходит таким образом, как будто мобильность уменьшается по мере перехода к перемещениям более высоких порядков*. В известной мере это напоминает механизм убывания числа рождений: наиболее высока вероятность увеличения однодетных

¹ Например, для поколений, родившихся в 1890 г. и ранее (табл. 3):
вероятность первого перемещения

$$(d_0) = \frac{302 + 187 + 122 + 72 + 51}{266 + (302 + 187 + 122 + 72 + 51)} = 730;$$

вероятность второго перемещения

$$(d_1) = \frac{187 + 122 + 72 + 51}{302 + (187 + 122 + 72 + 51)} = 590 \text{ и т. д.}$$

(Прим. перев.)

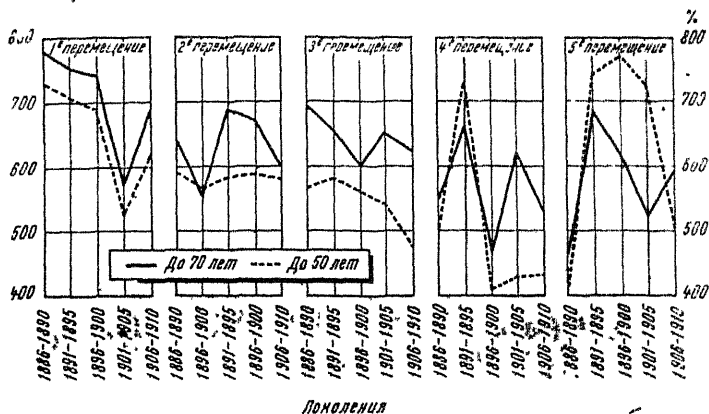


Рис 4 Вероятность следующего перемещения

семей, затем она убывает и снова возрастает только для очень многочисленных семей.

Рассмотрение вероятностей очередных перемещений для пяти групп поколений наиболее отдаленных годов рождения снова позволяет обнаружить тенденцию к снижению мобильности: при переходе от поколений 1886—1890 гг. к поколениям 1901—1905 гг. d_0 систематически уменьшается. Что же касается d_1 , d_2 , d_3 , d_4 , то они колеблются, не обнаруживая определенной тенденции.

В результате создается впечатление, что поколения отдаленных годов рождения были подвижнее более молодых поколений. Можно представить себе различные объяснения этого явления: возможно, уход из села затронул старшие поколения сильнее, чем младшие? Может быть, военные потери 1914—1918 гг., особенно чувствительные в деревне, затормозили уход в город младших братьев и сестер? Без более детального анализа нельзя ответить на эти вопросы.

С другой стороны, возможно, что случайные колебания вызваны слишком малым числом наблюдений в каждой группе поколений и дают искаженное представление о действительных процессах.

Возможно также, что существуют различия в смерг-

ности между населением, ведущим оседлый образ жизни, и всем населением. Если это так, ретроспективное наблюдение дало бы результаты, отличные от тех, которые можно получить исходя из коэффициентов, исчисляемых на протяжении жизни поколения. Маловероятно, что различия оказались бы заметными, но нет никакого способа их оценить. Заметим, впрочем, что ретроспективные наблюдения широко используются и во многих других случаях, в частности при изучении плодovitости.

Интервалы между перемещениями в возрасте до 50 лет. В табл 4 указан средний возраст при каждой перемесе месга жительства для тех, кто сменил его 1, 2 или 3 раза.

Четкая эволюция возраста, в котором происходит перемещение, не прослеживается здесь. Иначе говоря, у старших поколений между двумя последовательными перемещениями проходило столько же времени, что и у более молодых поколений.

В среднем первое перемещение, когда оно является единственным до достижения 50-летнего возраста, происходит в 27 лет. Если речь идет о первом перемещении, за которым следует еще одно, средний возраст при первом составляет 24 года, при втором — 34 года. В этом случае средняя продолжительность пребывания во втором месте проживания составляет 10 лет.

Таблица 4

**СРЕДНИЙ ВОЗРАСТ В МОМЕНТ ПЕРЕМЕЩЕНИЯ
ДО ДОСТИЖЕНИЯ 50 ЛЕТ**

Поколения	Одно перемещение	Два перемещения		Три перемещения		
		1-е	2-е	1-е	2-е	3-е
1890 и ранее	25,7	24,2	37,1	21,0	31,6	41,2
1891—1895	28,5	26,0	36,4	20,5	27,6	36,2
1896—1900	25,6	26,1	34,1	21,4	27,4	34,8
1901—1905	26,5	22,1	32,6	21,2	26,8	37,8
1906—1910	28,2	22,5	31,6	24,9	31,0	36,5
Всего (простая средняя)	26,2	24,2	34,4	21,8	28,8	37,3

Для тех, кто совершает три переезда с места на место, первый происходит в 22 года, второй — в 29 лет,

третий—в 37 лет. Пребывание в каждом последовательном месте проживания, следовательно, менее продолжительно: около 7 лет.

II. Профессиональная мобильность

Мы ограничиваемся здесь анализом профессиональных изменений у *мужчин*. Необходимая информация была получена в результате ответа на вопрос: «Какие профессии Вы имели и когда их сменили?»

Было выделено 8 социально-профессиональных групп:

земледельцы — самостоятельные хозяйства;

сельскохозяйственные рабочие;

несельскохозяйственные рабочие — неквалифицированные, квалифицированные, домашняя прислуга;

служащие — конторские и торговые служащие, унтер-офицеры, мелкие чиновники, мастера и т. п.;

специалисты среднего звена — школьные учителя, чертежники, секретари, редакторы и т. п.;

ремесленники и торговцы;

специалисты высшего звена — преподаватели, служащие судебного ведомства, офицеры, руководители служб, инженеры, директора и т. п.;

лица свободных профессии — врачи, адвокаты, архитекторы, декораторы, художники, промышленники, крупные торговцы и т. п.

Изучался *переход из одной социально-профессиональной группы в другую*, что исключает рассмотрение изменений внутри каждой группы. Так как интенсивность изменений зависит от числа выделенных групп, результаты анализа имеют значение только с учетом принятого деления.

Первые изменения социально-профессиональной группы. Относя количество *первых изменений* социально-профессиональной группы к общей численности поколения, получаем, как и при изучении миграции, коэффициент мобильности. В табл. 5 приведены годовые коэффициенты социально-профессиональной мобильности по группам поколений (на 1000 человек).

Значительные колебания показателя, особенно в старших возрастах, несомненно, объясняются малой величиной выборки. Тем не менее создается впечатление,

ГОДОВЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ СОЦИАЛЬНО-ПРОФЕССИОНАЛЬНОЙ
МОБИЛЬНОСТИ ПРИ ПЕРВЫХ ИЗМЕНЕНИЯХ
СОЦИАЛЬНО-ПРОФЕССИОНАЛЬНОЙ ГРУППЫ (мужчины, в ‰)

Поколения	Среднее число изменений до 50 лет	Возраст в момент изменения (в годах)				
		15—19	20—24	25—29	30—34	35—39
1890 и ранее	120	8	3	5	3	0
1891—1895	205	17	3	9	9	0
1896—1900	250	11	11	11	3	3
1901—1905	300	16	16	8	9	8
1906—1910	280	10	11	7	13	8
1911—1915	270	11	11	15	11	2
1916—1920	275	8	16	19	5	3
1921—1925	275	9	16	14	9	(3)
1926—1930	...	4	31	16		
1931—1935	...	17	32			
Средняя для поколений 1910 г. рождения и ранее	230	12	9	8	7	4

Продолжение

Поколения	Возраст в момент изменения (в годах)					
	40—44	45—49	50—54	55—59	60—64	65—69
1890 и ранее	0	5	0	3	0	0
1891—1895	3	0	0	3	0	
1896—1900	8	3	3	5		
1901—1905	3	0	3			
1906—1910	5	2				
1911—1915	2	(2)				
1916—1920	(2)	(2)				
1921—1925	(2)	(2)				
1926—1930						
1931—1935						
Среднее для поколений рождения 1910 г. и ранее	4	2				

Примечание. В скобках приведены недостающие коэффициенты, принятые разными коэффициентами для предыдущей группы поколений в том же возрасте.

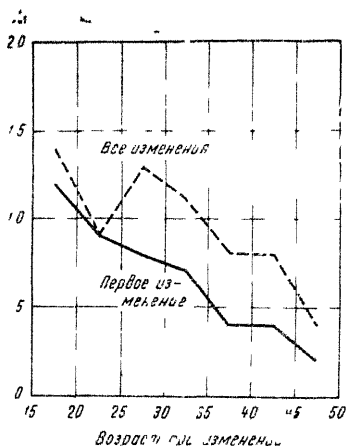


Рис 5 Годовые коэффициенты профессиональной мобильности (средняя арифметическая из коэффициентов для групп поколений от родившихся в 1890 г. и ранее до родившихся в 1906—1910 гг.).

возрастов будет близка к мобильности старших поколений, и суммируя коэффициенты мобильности от 15 до 50 лет, можно получить общее число первых изменений профессии для каждого поколения. При этом оказывается, что профессиональная мобильность заметно выросла. Для поколений мужчин, родившихся в 1890 г. и ранее, она составляла 120 изменений до 50 лет на 1000 человек, для поколений 1891—1895 гг. она превышала уже 200, для поколений 1901—1905 гг. достигает 300. В дальнейшем происходит небольшое снижение мобильности.

Правда, поколения 1926—1935 гг. в возрасте от 15 до 21 года меняли социально-профессиональную группу чаще, чем предыдущие. Но данная анкета не может пролить свет на их будущее.

Конечно, отмеченным колебаниям мобильности можно придавать лишь ограниченное значение из-за малой численности опрошенных в каждой группе поколений.

что первые изменения социально - профессиональной группы охватывают три или четыре наиболее молодые возрастные группы.

Иными словами, переходы из одной социально-профессиональной группы в другую происходят во все периоды жизни поколения, однако они более часты в возрасте до 35 лет, нежели в более поздних возрастах. Географические перемещения, как мы видели, особенно часты между 20 и 30 годами и становятся намного более редкими в старших возрастах.

Предположив, что мобильность наиболее молодых поколений по достижении ими старших

Возможно также, что свидетельства лиц в преклонном возрасте менее точны, чем молодых: какая-то часть различий между поколениями может вытекать, следовательно, из различий в памяти опрашиваемых. Однако эволюция географической мобильности, ярче выраженной у старших поколений, пожалуй, не свидетельствует о такой потере памяти (табл. 1 и 2).

Более широкие опросы должны устранить эту неясность в результатах наблюдения.

Совокупность всех социально - профессиональных изменений. Годовые коэффициенты социально-профессиональной мобильности для всей совокупности изменений приведены в табл. 6. Среднее число этих изменений до 50 лет подобно среднему числу первых изменений быстро увеличивается по мере перехода от поколений, родившихся в 1890 г. и ранее, к последующим.

Усиление социально-профессиональной мобильности очень заметно. Это хорошо согласуется с изменениями социально-профессиональной структуры населения, происходящими от периода к периоду: доля земледельцев и лиц, находящихся у них на иждивении, ремесленников, торговцев постоянно уменьшается, в то время как доля рабочих и особенно служащих, инженерно-технических работников и т. п. увеличивается. Эти сдвиги в социально-профессиональной структуре могли происходить как вследствие возросшей мобильности более молодых по-

Среднее число
перемещений

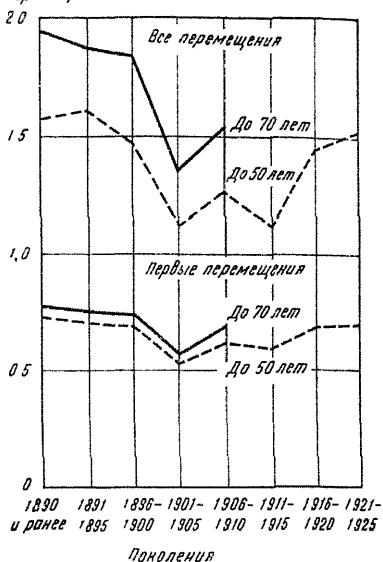


Рис. 6 Изменение среднего количества перемен профессии до достижения 50-летнего возраста по группам поколений.

поколений, так, в меньшей степени, и за счет более частых изменений в старших возрастах для поколений более отдаленных годов рождения.

Вероятность последующих изменений. При изучении профессиональной мобильности во внимание принимаются те изменения, которые происходят до выхода на пенсию. Не внося никаких поправок для более молодых поколений, не достигших еще пенсионного возраста, мы рассматриваем только поколения, родившиеся до 1911 г.

Таблица 6

**ГОДОВЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ СОЦИАЛЬНО-ПРОФЕССИОНАЛЬНОЙ
МОБИЛЬНОСТИ, ВСЯ СОВОКУПНОСТЬ ИЗМЕНЕНИЙ (в %)**

Поколения	Среднее число изменений до 50 лет	Возраст в момент изменения (в годах)				
		15—19	20—24	25—29	30—34	35—39
1886—1890	170	8	6	8	3	0
1891—1895	370	19	3	13	13	10
1896—1900	295	11	11	16	8	5
1901—1905	440	22	19	14	16	11
1906—1910	440	10	15	12	15	14
В среднем	345	14	11	13	11	8

Продолжение

Поколения	Возраст в момент изменения (в годах)					
	40—44	45—49	50—54	55—59	60—64	65—69
1886—1890	3	6	8	0	0	0
1891—1895	19	6	0	3	0	
1896—1900	8	0	3	5		
1901—1905	3	3	8			
1906—1910	17	5				
В среднем	8	4				

Хотя мобильность увеличивается от поколения к поколению, изменения социального статуса происходят не часто. В зависимости от поколения от 60 до 86 % мужчин остаются в одной и той же группе на протяжении всей жизни.

Описывая динамику социально-профессиональных изменений с помощью вероятностей последующего изменения, мы видим, что 15 % мужчин самых старших поко-

лений пережили, по крайней мере, одно изменение, но для трех четвертей из них это изменение было последним. Среди самых молодых поколений 40% перешли в другую социально - профессиональную группу, по крайней мере, один раз, и около 40% этих последних сделали это еще раз.

При этом можно отметить, что именно C_0 увеличивается особенно регулярно, тогда как динамика C_1 характеризуется более выраженной несистематичностью. Учитывая малое общее число изменений, расчет C_2 и C_3 на основе имеющихся данных не может иметь большого значения.

Интервалы между социально - профессиональными изменениями до выхода на пенсию. Как и при изучении географических перемещений, мы подсчитали (табл. 8)¹ средний возраст в момент изменения социально-профессиональной группы для всех поколений, родившихся в 1910 г. или ранее:

одно изменение	33 года
два изменения: первое	26 лет
второе	36 лет

¹ Так как в табл. 8 речь идет об изменениях социально-профессиональных групп до выхода на пенсию, эти данные не совсем сопоставимы с данными табл. 4, относящимися к географическим перемещениям до достижения 50-летнего возраста.

Вероятность дополнительного изменения на 1000

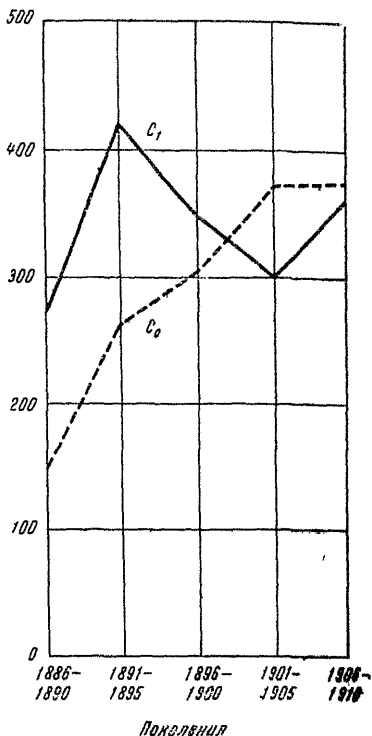


Рис 7. Вероятность следующего изменения социально-профессиональной группы для поколений 1886—1910 гг рождения (C_0 —вероятность первого изменения, C_1 —вероятность второго изменения).

**РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ИЗМЕНЕНИЙ СОЦИАЛЬНО-ПРОФЕССИОНАЛЬНОЙ
ГРУППЫ ПО ЧИСЛУ ИЗМЕНЕНИЙ**

Поколения	Ни одного изменения	Одно изменение	Два и более изменения	Расс
1890 и ранее	86	10	4	100
1891—1895	74	15	11	100
1896—1900	69	20	11	100
1901—1905	63	26	11	100
1906—1910	61	25	14	100

	Вероятность последующего изменения (в %)	
	первого с ₁	второго с ₂
1890 и ранее	145	273
1891—1895	264	421
1896—1900	303	348
1901—1905	371	300
1906—1910	374	360

Первое изменение происходит, следовательно, достаточно рано: в 33 года, если оно не предшествует второму, и в 26 лет, если предшествует. У тех, кто проходит не менее чем через три смены социально-профессионального положения, продолжительность пребывания во втором положении составляет около 10 лет.

Таблица 8

**ВОЗРАСТ В МОМЕНТ ИЗМЕНЕНИЯ СОЦИАЛЬНО-
ПРОФЕССИОНАЛЬНОЙ ГРУППЫ ДО ВЫХОДА НА ПЕНСИЮ**

Поколения	Одно изменение	Два изменения		
		1-е	2-е	интервал между 1-м и 2-м изменением
1890 и ранее	31,3	30,3	35,0	4,7
1891—1895	30,3	23,3	37,9	14,6
1896—1900	34,8	23,3	34,2	10,9
1901—1905	32,0	23,3	35,0	11,7
1906—1910	35,5	28,8	39,5	10,7

III. Заключение

Настоящее исследование—это прежде всего попытка применения к изучению миграции и профессиональных изменений способа ретроспективных наблюдений, до сих пор использовавшегося преимущественно при изучении плодovitости. Как и при любых ретроспективных наблюдениях, здесь имеется опасность искажений, вызванных как ошибками выборки, так и ошибками в результате неточностей памяти. К тому же выборочная совокупность мала.

С учетом сделанных оговорок изучение мобильности по когортам, или поколениям, позволяет сформулировать две группы результатов.

Прежде всего это изучение дает сведения о ходе и ритме изменений места жительства и социально-профессионального положения на протяжении жизни индивидуума. Так лица, принадлежащие к старшим поколениям¹, меняли место жительства после достижения 15 лет в среднем 1,7 раза, а профессиональный статус — 0,34 раза. Речь идет, следовательно, об относительно редких событиях.

Во-вторых, когортный анализ мобильности по своей природе призван вскрыть различия между поколениями.

Согласно результатам анализируемой здесь анкеты, не всегда достаточно определенным, интенсивность географической мобильности уменьшилась у поколений, родившихся в течение первой четверти века, но, кажется, новый подъем наблюдается у более поздних поколений. Что же касается изменений социально-профессионального статуса, то их интенсивность увеличилась, и в значительной степени. Имеющиеся материалы не дают возможности комбинированного анализа географической и профессиональной мобильности, но в свете того, что было сказано, можно думать, что ставший более частым переход из одной социальной категории в другую происходил внутри населенных пунктов, не приводя к миграции.

Другими словами, результаты наших наблюдений можно объединить следующим объяснением. У более

¹ Поколения родившихся в 1910 г. и ранее (табл. 2 и 6).

старых поколений социально-профессиональная мобильность была связана преимущественно с тем, что земледельцы покидали землю, а потому меняли и место жительства.

Позднее уход из сельской местности стал менее интенсивным, возможно, из-за снижения плодovitости или из-за того, что сельское население в некоторых районах нескло. Одновременно изменилась структура занятости, что привело к более частым переходам городского населения из одной социальной (несельскохозяйственной) группы в другую. Все это происходит таким образом, как будто вслед за профессиональной мобильностью земледельцев, сопровождающейся географическими перемещениями населения, следовала социально-профессиональная мобильность, более локализованная внутри населенных пунктов.

Потребуется еще не один раз прибегнуть к продольному анализу для того, чтобы выяснить механизм мобильности на протяжении жизни индивидуума. В нашем исследовании было бы важно отделить тех, кто по происхождению связан с сельским хозяйством, от всех остальных. Можно было бы также при анализе профессиональной карьеры попытаться рассмотреть изменения, отражающие продвижение по социальной лестнице, для чего надо было бы выделить в качестве анализируемых событий лишь вполне определенные, заранее оговоренные изменения.

Наконец, когортный анализ мобильности может быть использован и при перспективных расчетах¹. Действительно, поняв механизм изменений мобильности по поколениям, можно построить гипотезу в отношении будущих тенденций динамики географической и профессиональной мобильности с учетом модифицирующего действия различных экономических и социальных факторов, определяющих развитие общества.

Перспективный расчет, подобный тому, который делается при прогнозировании плодovitости, позволил бы оценить будущие размеры миграции и профессиональных изменений.

Перевел А. Г. Вишневский

¹ См., например, M. Febvay, La population agricole française — "Etudes et conjoncture", août 1956.

ЗАМЕЧЕННЫЕ ОПЕЧАТКИ

Стр.	Место опечатки	Напечатано	Следует читать
144	В шапке таблицы в последних двух колонках	‰	%
176	В примечании, 2 строка снизу	разными коэффициентами	равными коэффициентам