Р. Пресса

Народонаселение и его изучение

ДЕМОГРАФИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

INSTITUT NATIONAL D'ÉTUDES DÉMOGRAPHIQUES

ROLAND PRESSAT

L'ANALYSE DÉMOGRAPHIQUE

méthodes
résultats
applications

PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE
108, Boulevard Saint — Germain — PARIS 1961

Р. ПРЕССА

НАРОДОНАСЕЛЕНИЕ И ЕГО ИЗУЧЕНИЕ

(Демографический анализ)

Перевод с французского В. Э. ШПРИНКА

Под редакцией Б. Ц. УРЛАНИСА

СТАТИСТИКА 1966

1-8-3
20-66

ПРЕДИСЛОВИЕ

Предлагаемая советскому читателю книга известного французского ученого Ролана Пресса посвящена вопросам, относящимся к весьма важным разделам демографии.

Слово «демография» происходит от двух греческих слов: демос — народ и графейн — писать. Следовательно, буквальный перевод этого слова — народоописание. Но это еще не объясняет содержания науки.

Демография — это наука, которая на основе анализа социальных, экономических, географических, а также и биологических факторов изучает закономерность явлений и процессов в структуре, размещении и динамике населения, разрабатывает на этой основе теории населения.

В. И. Ленин говорил, что наука есть одна из форм служения народу. К демографии это относится в еще большей степени, чем к другим наукам. Ведь предметом этой науки именно и является народ, население, или, лучше сказать, народонаселение. Вопросы увеличения продолжительности жизни, изучение рождаемости и ее факторов, исследование миграционных процессов, анализ структуры населения, проблемы прогноза численности населения — все это разрабатывается демографической наукой.

При изучении всех этих проблем большое значение приобретают методы демографического анализа. Применение простых, примитивных методов может привести к неточным, а иногда даже и к ошибочным выводам и утверждениям. Для того чтобы все расчеты были возможно точными и более правильными, необходимо, чтобы методы демографического анализа были глубокими и научно обоснованными. Об этих методах и написана книга Пресса.

Книга состоит из 4 разделов. Первый, вводный раздел дает понятие о наиболее важных приемах демографического анализа, о коэффициентах, которые находят столь широкое применение в демографии. В этом же разделе автор знакомит читателя с основными принципами построения так называемой демографической сетки, при помощи которой изучаются главные демографические явления — рождения и смерти.

Основным разделом книги является второй, посвященный анализу демографических явлений. В этой части работы автор рассказывает о построении показателей смертности, о методах построения таблиц доживаемости, о коэффициентах брачности и рождаемости.

Третий раздел посвящен методам анализа структуры населения, моделированию процессов динамики населения и измерения роста населения.

В последнем, четвертом разделе даются методы определения будущей численности населения.

Из этого краткого перечня видно, что в книге излагаются методы изучения весьма актуальных, важных и интересных вопросов.

В книге содержится большое количество графиков, которые значительно облегчают понимание предлагаемых читателю методов анализа. Важно еще отметить, что автор все изложение базирует на конкретных статистических данных, что значительно облегчает усвоение всего материала. При этом все изложение дается в доступной форме и не требует каких-либо особых познаний. В этом сказалось большое педагогическое мастерство автора. Важно отметить также, что в книге не применяется высшая математика, что делает ее доступной для значительно более широкого круга читателей. Дальше элементарных алгебраических преобразований автор не идет, однако это отнюдь не снижает научного уровня книги.

Следует отметить также, что в книге широко применяются новейшие достижения в области демографического анализа.

Некоторые опечатки, допущенные во французском издании, исправлены нами в соответствии с указаниями, присланными автором.

Книга Пресса уже переведена на некоторые европейские языки, и мы полагаем, что появление ее на русском языке является вполне своевременным, особенно вследствие того роста внимания к демографической науке, который отчетливо обнаруживается в нашей стране в последние годы.

Публикация статистических данных о населении в нашей стране стала более обширной. При Научно-исследовательском институте ЦСУ СССР организован отдел демографии. При Московском государственном университете организована специальная лаборатория по проблемам народонаселения. В Доме ученых Академии наук СССР с 1964 г. работает демографическая секция. В Академии наук СССР создается специальный совет по вопросам народонаселения.

Таким образом, демографическая наука в нашей стране находится в периоде начавшегося подъема. Это делает особенно актуальным выход книги, посвященной методам демографического анализа.

Изучение этих методов представляет интерес не только для специалистов-демографов, но и для работников ряда смежных отраслей знания, как, например, для экономистов, социологов, биологов, врачей, этнографов, историков, антропологов и представителей ряда других наук.

Б. Ц. Урланис

I. ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЕ ЗАМЕЧАНИЯ

1

ИЗУЧАЕМЫЕ СОВОКУПНОСТИ И ИСТОЧНИКИ

Демография занимается статистическим описанием населения, а именно его состоянием (численность населения, распределение по полу, возрасту, семейному положению и тому подобное на определенную дату) и демографическими явлениями (рождения, смерти, заключение или расторжение браков), происходящими в населении.

Таким образом:

иногда внимание бывает сосредоточено на структуре *совокупностей* людей; эта структура была определена демографическими явлениями, наложившими в прошлом свой отпечаток на эти совокупности (так, например, заключения и расторжения браков, происходившие в прошлом, определяют существующую в настоящее время структуру населения по семейному состоянию);

иногда же в центре внимания стоят *совокупности демографических явлений* (например, смертность за данный год), но в связи со структурой того населения, внутри которого происходят эти явления (так, например, можно изучать частоту смертей в той или иной части населения, имеющей определенный возраст).

Эти два аспекта статистического описания населения указывают на необходимость выделения двух типов демографической статистики, которые следует отчетливо различать:

1) статистика состояния населения, в основе которой лежат переписи населения; эта статистика дает возможность получить описание демографического состояния населения на данный момент [1];

[1] Ниже мы увидим, что переписи могут давать сведения также и о прошлом определенной совокупности людей.

2) статистика *движения населения*, получающаяся на основе регистрации актов гражданского состояния и классифицирующая на основе многих признаков демографические явления, которые имели место среди данного населения в течение определенного периода, чаще всего в течение года.

Переписи населения

Для ознакомления с историей переписей и с техническими методами их проведения мы отсылаем читателя к существующим трудам.

Здесь мы ограничиваемся лишь кратким перечнем тех разнообразных сведений, которые дает современная демографическая перепись.

Напомним, что во Франции все эти сведения получаются из ответов на вопросы, содержащиеся в индивидуальных бюллетенях, в опросных листках по хозяйствам и в домовых списках; ответы на эти вопросы дают переписываемые лица.

При своем возникновении перепись имела исключительно административные задачи: она позволяла определить численность граждан и хозяйств на данной территории, численность населения в возрасте, пригодном для воинской службы, и т. п.

Наши современные переписи населения (в прошлом — с пятилетним интервалом, но проявляющие тенденцию иметь десятилетний интервал) также еще исполняют эту роль. Хотя большая часть сведений, получаемых в результате переписи, помогает лучше понять экономическую и социальную структуру страны, что также может быть полезным для правительства, некоторые данные переписи представляют для местных властей более непосредственный интерес. Таковы, например, сведения о населении различных административных единиц. Во Франции такая географическая локализация населения (население общин, кантонов,

1954 г. ДЕПАРТАМЕНТ ДОРДОНЬ. НАСЕЛЕНИЕ ОБЩИН

Название общин	Общее население	Муниципальное население			Прочее население	Французы	Иностранцы
		итого	сконцентрированное в административном центре	рассеянное			
Абжат	957	957	212	745	—	957	—
Агонак	1 236	1 236	558	678	—	1 177	59
. . . . .	...	...	...	...	...	...	...
Антон-э-Тригонан . .	927	646	173	473	281	903	24
. . . . .	...	...	...	...	...	...	...

округов, департаментов) дополняется еще разграничением между муниципальным населением и прочим населением, между населением в населенных пунктах и населением, рассеянным по всей административной единице, и, наконец, между населением французской национальности и иностранцами. Выдержка из приводимой таблицы показывает, какую форму имеют эти сведения во французской переписи 1954 г. (см. стр. 8).

Но самое существенное в сведениях, которые дает демографическая перепись, заключается в другом.

Перепись как моментальный снимок населения

Это — специфический аспект переписей.

Демографическая перепись дает на данный момент изображение населения, находящегося в постоянном развитии под влиянием происходящих демографических явлений, а именно рождений, браков и смертей.

На дату переписи даются также сведения о составе населения по полу, возрасту и семейному состоянию. Все сведения, собранные при переписи, могут комбинироваться различным образом: они могут относиться или ко всей стране, или к той или иной части страны. Таким образом получаются весьма различные таблицы, которые можно встретить, например, в публикациях переписи населения Франции в 1946 г. Возьмем наудачу некоторые из таблиц этой переписи: распределение населения Франции по трем крупным возрастным группам, по полу, численность иностранцев по основным национальностям, все население страны с классификацией по возрасту и семейному положению по департаментам и общинам и т. п.

Перечень статистических таблиц меняется от одной переписи к другой, от одной страны к другой. Число таблиц зависит одновременно и от опросного бланка, применяемого в переписи, и от полноты и совершенства обработки собранных данных. Обычно многообразие возможных сочетаний статистических показателей столь велико, что число публикуемых таблиц всегда значительно ниже того, которое могло бы быть опубликовано. Необходимость известного ограничения диктуется невозможностью затягивать сроки обработки итогов переписи и чрезмерно повышать стоимость работы. В менее развитой стране, наоборот, ограниченное количество и низкое качество вопросов, на которые даются ответы в переписи, суживают возможности статистической разработки.

Перепись как история населения

Фактически демографическая перепись отражает не только состояние населения на данный момент. Некоторые из вопросов, задаваемых при переписи, в действительности позволяют узнавать прошлую историю всего населения или некоторой его части.

Это относится главным образом к статистике семей. Так, например, задавая надлежащим образом вопросы женщинам о числе рожденных детей, можно получить материал для описания структуры семей в определенных группах. В частности, можно изучать промежутки времени между рождениями детей, если при переписи регистрируются даты их рождения. Располагая данными об общем числе рождений живых детей у матерей в возрасте до 50 лет, можно установить конечный размер соответствующих семей.

Сочетая эти сведения с данными экономической и социальной характеристики (профессия, место жительства, возраст в момент вступления в брак и т. п.), можно произвести весьма подробный анализ.

Статистические данные о внутренних миграциях населения очень часто отсутствуют даже в таких странах, где демографическая статистика хорошо поставлена. Одним из средств заполнения этого пробела служит вопрос в бланке переписи о перемене местожительства в течение определенного промежутка времени (чаще всего года), предшествующего переписи.

При переписях в менее развитых странах включение такого вопроса о прошлом дает возможность получить представление о демографических явлениях истекшего года (рождения, заключение браков, смерти) и этим в известной мере пополнить сведения о естественном движении населения. Углубляясь более далеко в прошлое, можно еще полнее восстанавливать демографические характеристики населения.

Некоторые побочные «продукты» демографической переписи

Обычно принято при проведении периодических демографических переписей собирать сведения, иногда очень подробные, об образовании, о профессиях, о недвижимой собственности и жилищных условиях, о промышленных предприятиях, о сельскохозяйственных предприятиях и т. п.

Движение населения

Это выражение у незнакомых с ним вызывает представление о перемещениях населения по территории страны. Действительно, статистика, занимающаяся движением населения, должна была бы одновременно учитывать и физическое движение населения, например международные миграции или миграции внутри страны.

Однако плохой учет на границах государств и отсутствие регистров населения приводят к тому, что международные миграции измеряются очень приближенно а миграции внутри страны учитываются еще хуже.

В дальнейшем под наименованием «*движение населения*» мы будем подразумевать только изменения, происходящие в численности и в структуре населения в результате рождений, смертей, заключения и расторжения браков, т. е. всех тех явлений, которые служат объектом записей в актах гражданского состояния. В развитых странах от постановки учета гражданского состояния зависит точность всей статистики движения населения [1].

Однако если итоговые цифры (ежегодное число рождений, смертей и т. п.) хорошо известны, то отдельные данные не совсем правильны, так как при рождении ребенка, при заключении брака и при смерти соответствующие документы не всегда заполняются достаточно точно и полно. Из этого следует, что после статистической обработки этих сведений в таблицах остается рубрика «неизвестно», удельный вес которой меняется в зависимости от страны и от характера самой таблицы. Так, например, некоторое количество смертей (во Франции очень незначительное) не может быть разгруппировано по возрасту умерших.

Теперь дадим обзор всего многообразия статистических таблиц, которые могут быть составлены в отдельной стране, причем в качестве примера возьмем рождаемость и смертность.

Рождаемость

Наряду с итоговыми статистическими показателями, дающими численность, пол новорожденных, месяц рождения, сведения о том, родились они в браке или вне брака, существуют также показатели, позволяющие анализировать плодовитость супружеских пар: число рождений по возрасту матери, по продолжительности брака, по порядковому номеру рождения (т. е. в зависимости от того, сколько детей родилось у матери до рождения данного ребенка).

Эти детали в более или менее разработанном виде можно получить по административным подразделениям страны (например, по департаментам).

Дети, родившиеся в течение одного года, произведены на свет матерями разных возрастов и при различной продолжительности браков. Этот неоднородный состав совокупности затрудняет ее демографический анализ. Но сопоставление наблюдений за ряд последовательных лет дает возможность проследить эволюцию плодовитости в однородных группах как по возрасту матерей, так и по продолжительности браков и т. п. Так, например, сопо-

[1] Исключение составляет статистика разводов. Развод есть результат судебного решения. За этим решением обычно, но не всегда следует соответствующая запись в актах гражданского состояния. Между вынесением решения и записью протекает некоторый, неодинаковый в разных случаях, промежуток времени. Таким образом, статистические данные о разводах, получаемые из записей гражданского состояния, одновременно и неполны и неточны; по крайней мере так обстоит дело во Франции.

ставляя и сводя воедино все рождения, зарегистрированные за каждый год и относящиеся к женщинам, вступившим в брак в 1946 г., можно проследить структуру потомства этой совокупности женщин.

Смертность

В текущей статистике смертности разграничивается пол и возраст. Ежемесячная статистика смертности дает возможность учитывать эти показатели. Ежемесячные данные позволяют также изучать сезонный характер смертности.

Статистика входит в наиболее подробные детали во всем, что касается смертности в течение первого года жизни (детская смертность), учитывая особое значение смертности в этом возрасте.

Статистические данные о причинах смерти имеют особое, специальное значение. Во французской статистике этому разделу посвящается целый том. Различные причины смертности группируются по признакам возраста, пола, месяца и т. п.

Расширение сферы изучения и его источники

До сих пор наше изображение сферы демографии и применяемых ею методов статистического наблюдения в значительной мере исходило из того, что обычно делается в этом направлении в развитых странах.

Фактически до недавнего времени демографическая наука интересовалась только крупными совокупностями людей, географически точно определенными.

Но мало-помалу сфера исследований расширялась. Выяснилось, что демографические наблюдения могут иметь место и среди значительно меньших по величине групп населения, значительно более ограниченных, чем обычные совокупности в масштабе страны. Речь идет не только об изучении совокупностей людей в мелких административных и иных единицах (города, общины, пригородные районы), но также и в разрезе таких категорий населения, которые не являются точно определенными в территориальном отношении (например, сельскохозяйственное население).

Социальные и профессиональные совокупности как таковые тоже могут изучаться демографией: можно говорить о «населении» промышленного предприятия, изучая его эволюцию под воздействием найма работников (который играет роль рождаемости), смертей и перехода на пенсию (который играет роль смертности).

Строго говоря, во всех группировках, в которых фигурирует человек, всегда есть материал для демографического наблюдения и анализа.

Однако сведения, необходимые для анализа, лишь очень редко имеются налицо в обычной официальной статистике.

Специальный характер поднимаемых вопросов диктует необходимость сбора соответствующих сведений, который основывается на специальных обследованиях.

Демографические обследования

Нередко речь идет о сборе сведений в небольших масштабах, на базе индивидуальных опросных бланков.

Такие обследования могут иногда опираться на статистическую документацию, которая существует как бы в скрытом состоянии: мы имеем в виду цифровую информацию, представляемую различными официальными и профессиональными органами (социальное страхование, кассы помощи многосемейным, профессиональные союзы и т. п.). В подобных статистических материалах редко можно найти точную информацию в том виде, какой нужен демографу. Необходимо извлекать из этих материалов то, что требуется, производить некоторые выверки и предпринимать подсчеты; для всего этого нужно статистическое мышление и умение обращаться с цифровыми материалами, которое приобретается только путем практической работы в области демографии.

Но иногда одно только статистическое мышление демографа еще не дает возможности придать пригодную для использования форму существующей скудной и не приспособленной для этих целей информации. Поэтому следует пожелать, чтобы общегосударственные и местные управленческие органы не довольствовались выполнением той узкой роли, для которой они в первую очередь были созданы, и задумывались бы также над таким применением сведений, которыми эти органы располагают, чтобы оно способствовало лучшему познанию человеческой среды, обслуживаемой этими органами.

Обследование на основе документов, которые имеются, но которыми не пользуются для статистических целей, требует труда и затрат. Эти затраты могут быть значительными как в стадии собирания сведений, так и в последующей стадии обработки материалов. Доброй воли отдельных лиц в такой работе очень скоро начинает не хватать; для проведения обследования необходимы коллективные усилия и современные средства механизации и счета.

Мы не можем здесь входить во все подробности различных возможных типов обследований, различающихся природой изучаемых проблем, степенью точности в описании и в анализе, которой предполагается достичь, и т. д. Нередко обследования, проводимые посредством опроса, не имеют широкой демографической цели и освещают лишь некоторые аспекты экономической и социальной жизни, анализ которой составляет основную задачу обследования.

Как общее правило следует иметь в виду, что чаще всего в демографических обследованиях нужно стараться насколько можно

более точно установить некоторые детали, которые статистика обычно оставляет без внимания: миграционные сдвиги населения, демографическая история семей и т. д.

Кустарный характер большинства обследований часто требует узкого ограничения сферы изучения, но зато он хорошо согласуется с углубленной работой: даже в рамках ограниченного обследования могут быть хорошо изучены значительные исторические периоды.

Наряду с обследованиями, которые охватывают небольшие совокупности людей, тщательно изучаемые с целью создания монографий, существуют и такие формы собирания материала, когда на основе данных, относящихся только к какой-то части многочисленного населения, мы получаем показатели, пригодные для всей совокупности в целом. Речь идет о выборочных обследованиях.

Выборочные обследования

При проведении выборочных обследований прежде всего необходимо, чтобы доля опрашиваемого населения была выбрана по определенным правилам. Мы не будем сейчас углубляться в вопрос о том, что такое правильная выборка, так как здесь мы уже вступаем в область особой специальности, которая еще более, чем многие другие, требует особенного мастерства.

Но во всяком случае необходимо знать, что выборка из населения, отбираемая для обследования, может определяться:

путем сознательного отбора, когда исследователь пытается построить некое «субнаселение», которое должно служить миниатюрной моделью всего населения в целом в том смысле, что «субнаселение» и население в целом имеют идентичную структуру в отношении некоторых признаков: пола, возраста, социально-профессионального состава и т. п. При этом необходимо ограничиваться выбором общих черт; затем возникнут соображения á priori, которые позволят решить, какие именно признаки следует включить, исходя из того, какие сведения мы желаем получить. В данном случае мы имеем дело с *выборкой по квотам*;

или путем случайного отбора. При случайном отборе необходимо принимать различные меры предосторожности, ибо случайный отбор отнюдь не может делаться «как заблагорассудится». К тому же существует много разновидностей вмешательства случая, которые позволяют примирить вопросы стоимости обследования, удобства и точности результатов. Здесь мы имеем дело с *вероятностными обследованиями* (sondages probabilistes), в которых и сама программа, и обработка материалов включают исчисление вероятностей, позволяющее определять степень точности получаемых результатов.

Выборочным методом обследуется ограниченное число лиц, подобно тому, как это делается при монографическом изучении.

Но при выборочных обследованиях результаты, получаемые от изучения отобранной совокупности, представляют интерес не сами по себе, а как средство, дающее возможность делать выводы о значительно более обширной совокупности.

Выборочное обследование может производиться многими способами.

Так, например, при проведении переписи для получения некоторых дополнительных сведений в число опрашиваемых лиц включают только относительно небольшую часть населения. Например, во время французской переписи 1954 г. 50 000 женщин отвечали на вопрос о времени рождения их детей. Таким путем при сравнительно незначительных расходах были получены сведения, которые остаются репрезентативными для всей совокупности женщин Франции при условии, что отбор был произведен правильно. От такого частичного обследования можно ожидать даже лучшей информации, чем от сплошного опроса, так как сравнительно небольшое число опрашиваемых лиц позволяет лучше контролировать проведение опроса и более тщательно записывать ответы опрашиваемых лиц.

Выборочный метод может применяться и при обработке материалов переписи. Так, например, во время переписи 1954 г. во Франции было отобрано по одному бюллетеню из каждых двадцати. Эта операция дала возможность быстро получить некоторые весьма точные результаты для достаточно крупных совокупностей.

В менее развитых странах выборочные обследования, так же как и монографические обследования, очень помогают изучению демографических явлений. Они дают информацию там, где полные обследования невозможны или в силу их практической неосуществимости, или в силу высокой стоимости.

Одна из форм ретроспективного обследования — извлечение из приходских списков

Приходские списки, которые до недавнего времени были совершенно заброшены и не привлекались для демографических исследований, могут быть источником информации высокого качества как во Франции, так и в некоторых других западных государствах; информация, которую можно получить из этого источника, отличается как полнотой, так и точностью. Во Франции до 1792 г. приходские списки играли роль записей гражданского состояния.

Эти записи гражданского состояния, разбросанные в приходских списках и относящиеся к населению, которое не подвергалось переписям, долгое время не привлекали внимания, так как их обработка требовала очень большой и кропотливой работы.

В результате первых опытов работы с этим источником начинает создаваться методология, которая должна будет популяризировать как методы собирания данных, так и способы их обработки и анализа, весьма далекие от традиционных приемов.

Та разновидность демографической информации, которую дает изучение приходских списков (в этом случае демографические феномены включаются в рамку семьи), довольно близка к тому, что можно получить посредством монографических обследований. Поэтому такие обследования кроме их собственного значения для исторических знаний могут также служить моделями для обследований с ограниченной сферой, полезность которых признается современной демографией.

Некоторые замечания о существующих данных демографической статистики

Как правило, материалы демографической статистики помещаются в следующих изданиях:

в публикациях, посвященных переписям населения;

в публикациях о ежегодном движении населения;

в статистических ежегодниках.

Различные порядки, существующие в разных странах, заставили бы нас значительно удлинить этот перечень.

Остановимся более подробно на французской демографической статистике.

Демографическая статистика во Франции

Переписи населения во Франции в прежнее время проводились через каждые пять лет (в те годы, числа которых оканчивались на 1 или на 6), однако в 1871 г. перепись была перенесена на 1872 г., а переписи в 1916 и 1941 гг. вообще не производились.

После войны перепись была произведена в 1946 г. Следующая перепись по традиции должна была бы состояться в 1951 г., но она была проведена только в 1954 г. из-за того, что затянулось решение вопроса о предоставлении необходимых денежных средств. За последнее время в соответствии с международными рекомендациями наблюдается тенденция к переходу на десятилетний интервал; во Франции последняя перепись была произведена в 1962 г., с промежутком в восемь лет.

В прежнее время обработка материалов переписи занимала весь период между двумя переписями, а публикация материалов составляла десяток томов, насчитывающих несколько тысяч страниц.

Особенностью переписи 1954 г. было то, что выборочная обработка одного бюллетеня из двадцати позволила в течение года, следовавшего за переписью, получить различные довольно подробные данные по каждому из 90 департаментов Франции; эти материалы были опубликованы в виде 90 брошюр по 40 страниц в каждой. На основании этой же переписи многие сведения, до того как они были сведены и опубликованы по всей стране в целом,

публиковались в районных статистических бюллетенях, о которых мы еще будем говорить.

Статистика движения населения служит предметом многих публикаций.

Можно внимательно следить за движением населения по ежемесячным статистическим бюллетеням, издаваемым Национальным институтом статистики и экономических исследований (I.N.S.E.E.); в этих бюллетенях даются поквартальные данные о числе браков, рождений, смертей (по всем возрастам с выделением случаев смерти детей до одного года). По департаменту Сена и по 110 городам Франции эти же статистические сведения становятся известными еще быстрее, так как они публикуются помесячно.

В декабрьском номере ежемесячного бюллетеня статистики публикуется первый итог (имеющий в известной мере предварительный характер, так как в момент сдачи бюллетеня в печать год еще не заканчивается и, что еще более важно, требуется некоторый промежуток времени для сбора статистических сведений) за год, который близок к окончанию; здесь можно найти ожидаемое число рождений, смертей, чистой миграции, а также подсчет населения на 1 января следующего года с разбивкой по полу и возрасту.

В одном из номеров квартального приложения к ежемесячному статистическому бюллетеню (начиная с 1956 г. это приложение получило название «Études statistiques») дается довольно обширная и детальная информация приблизительно на 20 страницах большого формата о демографической ситуации за предыдущий год. До первого номера этого бюллетеня (за январь — март 1956 г.) отставание во времени несколько превышало один год: так, например, в этом номере были помещены статистические данные о движении населения за 1954 г. Начиная с четвертого номера (за октябрь — декабрь 1956 г.) обработка статистических материалов ускорилась: в этом бюллетене уже публикуются статистические данные за 1955 г.

Полная статистика движения населения Франции публикуется в виде специального тома. В настоящее время итоги за два года объединяются в одном томе (около 350 страниц), появление которого в свет сильно запаздывает: так, например, к концу 1958 г. были опубликованы данные только за 1950 и 1951 гг.

Местные статистические бюллетени также ведут наблюдение за положением дел в департаментах под руководством Национального института статистики и экономических исследований. Эти статистические данные в основном относятся к отдельным географическим единицам (города, округа и т. п.); детальные данные о возрасте, о продолжительности брака и тому подобное публикуются более редко. Наконец, многие статистические сведения вообще не становятся объектом публикации, но их обычно можно получить непосредственно в местных управлениях Национального института статистики и экономических исследований. В различных местных бюллетенях и в месячных дополнениях к ним детальные

сведения даются в том или другом демографическом аспекте по усмотрению руководителей районной статистики. Эти дополнения относятся только к движению населения [1].

Различные публикации, посвященные движению населения, обычно содержат данные о распределении населения по возрастам, необходимые для исчисления различных коэффициентов.

Французский статистический ежегодник представляет собой совокупность статистических сведений, в основном освещающих экономическую и социальную жизнь страны. В связи с этим некоторые данные, помещаемые в переписях и в статистических материалах по движению населения, повторяются также в статистическом ежегоднике.

В ежегодниках можно найти самые последние данные о численности населения на 1 января каждого года с группировкой по полу, возрасту и семейному состоянию.

Иногда в ежегодниках приводятся материалы, которые не публикуются нигде больше, например таблицы смертности во Франции за 1950—1951 гг.

В ежегодниках имеются также весьма ценные ретроспективные данные по демографической статистике (на страницах розового цвета); они относятся к Франции, а в некоторых случаях — и к другим странам.

Международная демографическая статистика

Привлечение сборников демографической статистики разных стран иногда связано с затруднениями.

Для сравнительных исследований и сопоставления показателей разных государств требуется большая работа с цифрами, корректировка и тщательная выверка.

Существование международных статистических сборников, хотя и не освобождает полностью исследователя от поисков материалов в статистических сборниках по странам, но все же в значительной мере облегчает работу.

Во Франции мы располагаем несколькими томами *международной статистики движения населения*. Первый и второй из них охватывают соответственно 1749—1901 гг. и 1901—1910 гг.: они изданы французским Центральным статистическим управлением. Третий том носит название «Естественное движение населения в мире с 1906 по 1936 г.»; он выпущен Национальным институтом демографических исследований.

Существование международных организаций (Лига Наций, позже — Организация Объединенных Наций, Всемирная организация здравоохранения и т. п.) сделало возможным появление мировых статистических ежегодников.

[1] Наряду со статистикой движения населения в собственном смысле Национальный институт статистики и экономических исследований публикует также статистические данные о причинах смерти; публикация этих данных является подготовкой к ежегодному выпуску книги объемом около 200 страниц с данными о причинах смерти.

До 1944 г. можно найти некоторые общие демографические итоги в статистических ежегодниках Лиги Наций.

Начиная с 1948 г. Организация Объединенных Наций выпускает капитальный демографический ежегодник (от 400 до 600 страниц в зависимости от года), в котором дается очень подробная информация. Каждый год дополнительно более основательно представлен какой-нибудь один раздел: так, например, в ежегоднике 1954 г. уделяется особое внимание показателям рождаемости; ежегодник 1955 г. более подробно освещает общие показатели переписей населения; в ежегоднике 1956 г. больше внимания уделяется экономическим характеристикам, извлеченным из материалов переписей, в ежегоднике 1957 г.— показателям смертности.

Всемирная организация здравоохранения также выпускает «Ежегодник эпидемиологической и демографической статистики», причем материалы, публикуемые в нем, в основной части не дублируют ежегодник Организации Объединенных Наций.

Демографические и статистические знания

Всякой работе по демографическому анализу должна предшествовать статистическая информация, подготовленная со всей возможной тщательностью в виде специальных таблиц. Для новичка в этих вопросах требуется довольно долгое обучение, дающее умение обращаться с необработанной информацией. К тому же глубокое понимание статистических материалов требует даже от наиболее опытных работников серьезных усилий. Внимательное рассмотрение таблицы с многочисленными группировками и классификациями, с точными и подробными ограничивающими условиями (в заголовках и подзаголовках) требует большого умственного напряжения, своего рода «способности к отбору» и полной сосредоточенности.

Поэтому чтение сборников демографической статистики и сопровождающих их комментариев — это не только один из лучших путей познания демографических фактов, но также и составная часть изучения статистической науки.

2

ОРИЕНТИРОВКА ВО ВРЕМЕНИ

Все данные, относящиеся к состоянию населения и к демографическим явлениям, происходящим в нем, требуют для своего анализа группировки по определенным признакам, особенно по признакам, в которых участвует время (возраст, продолжительность и т. п.). Сюда относятся, например, распределение населения по возрастам, классификация всех рожденных в браке[1] за данный год по продолжительности брака родителей или по интервалу времени, истекшему с момента рождения предыдущего ребенка, и т. п.

Статистика в развитых странах широко пользуется всеми этими тщательно разработанными классификациями; при анализе этих материалов исследователь производит обычно различные дополнительные группировки.

Подобные детальные группировки обычно невозможны в менее развитых странах, где статистические данные часто носят приблизительный характер. Таким же было положение и в западных странах в прежние времена, таким же оно является иногда и сейчас в местной статистике, которая зачастую учитывает явления менее детально, чем общегосударственная статистика.

Эти оговорки не уменьшают значения соображений, излагаемых в этой главе.

Даже и в тех случаях, когда статистические данные несовершенны или неполны, исследователь-аналитик, чтобы извлечь из них максимум информации, должен оперировать многими приближенными величинами, для чего требуется очень точное знание изучаемых явлений. Без такого знания, лежащего в основе работы исследователя, расчеты могут быть неправильными и случайными, что может сильно повредить выводам.

Наконец, теоретические исследования, на которых базируется демографическая мысль, немыслимы без точного статистического изображения изучаемых явлений.

[1] Согласно законам буржуазного права законнорожденными считаются дети, родившиеся в законном браке. Внебрачные дети по французским законам не имеют никаких прав и считаются незаконнорожденными. По советским законам все дети пользуются одинаковыми правами.— *Прим. ред.*

В целях точности отметим, что в этой главе мы будем заниматься техническими деталями, далекими от чисто демографических теорий.

В последующем изложении большую роль будут играть геометрические фигуры.

Геометрические изображения моментов и промежутков времени

Рассмотрим прямую линию с нанесенными на ней на одинаковом расстоянии одна от другой точками под номерами 0, 1, 2, 3 (рис. 1, *а*).

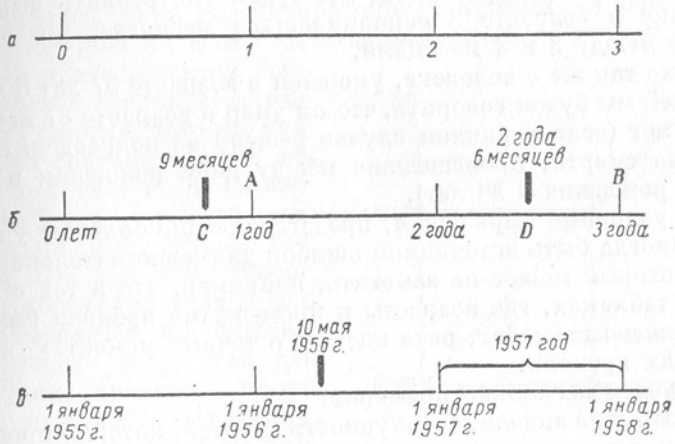

Рис. 1.

Каждая из этих точек связывается с последовательными моментами:

0 сек. (исходный момент), 1 сек., 2 сек., 3 сек. и т. д., или

0 месяцев (исходный момент), 1 месяц, 2 месяца, 3 месяца и т. п., или

0 лет (исходный момент), 1 год, 2 года, 3 года и т. д.

При помощи этой шкалы моментов промежутки времени измеряются, как длина линии (расстояние).

Так, например, на рис. 1, *б*, где нанесенные на прямую моменты выражены в годах, расстояние AB представляет промежуток времени в 2 года, расстояние CD — промежуток времени в 1 год 9 месяцев (2 года 6 месяцев минус 0 лет 9 месяцев).

Такая отметка моментов на прямой, конечно, может быть приурочена и к календарным датам (см. рис. 1, *в*).

Условия выражения

Шкалы для промежутков времени и для возрастов, применяемые в демографии, бывают более детальными или менее детальными в зависимости от изучаемого явления. Так, например, смертность в возрасте до 1 месяца учитывается *в днях*, затем до 1 года — *в месяцах* и, наконец, после 1 года — *в годах*.

Совокупность явлений, происшедших между двумя моментами, т. е. между двумя точками на шкале, не различается и не подразделяется. Так, например, все дети, умершие между возрастом точно 3 месяца и возрастом точно 4 месяца, будут рассматриваться вместе, как единая совокупность. Для этих детей их точный возраст в момент смерти будет учитываться числом *исполнившихся* месяцев, прожитых ребенком; мы будем употреблять выражение «умершие в возрасте 3 исполнившихся месяцев», что означает возраст между 3 и 4 месяцами.

Точно так же о человеке, умершем в возрасте 37 лет 5 месяцев и 10 дней мы будем говорить, что он умер в возрасте 37 исполнившихся лет (если в данном случае решено не подразделять более детально смерти, происшедшие между днем рождения в 37 лет и днем рождения в 38 лет).

Эти условные выражения, представляющие большое удобство, могут иногда быть источником ошибок для невнимательного читателя, который может не заметить, например, что в тех статистических таблицах, где возрасты и промежутки времени выражены в *исполнившихся годах*, речь идет не о точных моментах, а о промежутках времени.

Приведем несколько примеров.

Как мы уже видели, совокупность смертей, которые произошли в 37 исполнившихся лет,— это все случаи смерти, происшедшие между 37-й и 38-й годовщиной со дня рождения. По отношению к точному возрасту здесь берется интервал между двумя возрастами, непосредственно следующими один за другим.

В классификации населения по возрастам или по возрастным группам в исполнившихся годах:

в группу 0 лет включаются дети в возрасте от 0 (точный возраст, соответствующий моменту рождения) и до точного возраста в 1 год. Эту группу называют также «до одного года»;

группа 0—4 года охватывает детей в возрасте от 0 до 5 лет;

группа 5—9 лет охватывает детей в возрасте от 5 до 10 лет.

Во Франции существует обязательное школьное обучение, которому подлежат дети от точного возраста 6 лет до точного возраста 14 лет, т. е. вся группа в возрасте 6—13 исполнившихся лет.

Пользуясь в качестве измерителей исполнившимися годами, мы говорим о рождениях:

в течение нулевого года брака; это означает между моментом заключения брака (момент 0) и первой годовщиной брака; вместо выражения «нулевой» год говорят также «до одного года»;

в течение первого года брака; это означает между первой и второй годовщиной брака и т. д.

Чтобы избежать всякой неясности, следует как в тексте, так и в статистических таблицах всегда уточнять, выражены ли возрасты или промежутки времени в исполнившихся годах или нет. Так, если мы будем говорить о числе рождений, происшедших на 7-й год брака в исполнившихся годах, то это будет равносильно выражению «в течение 8-го года брака».

Введение в диаграмму Лексиса (*Lexis*)

Рассмотрим какое-нибудь демографическое явление, происшедшее 10 мая 1956 г., например рождение ребенка.

Посредством двух перпендикулярных прямых на рис. 2, на одной из которых нанесены календарные даты, на другой — возрасты, мы можем отметить рождение ребенка точкой пересечения двух прямых, которые указывают на горизонтальной оси дату 10 мая 1956 г., а на вертикальной оси — точный возраст ребенка на эту дату—0 лет. По мере того как течет время, точка, символизирующая ребенка, перемещается по биссектрисе прямого угла, так как промежутки времени, протекающие с момента рождения, очевидно, равны на обеих прямых. Поэтому, когда ребенок достигает 1 года, символизирующая его точка достигнет A. Эту линию принято называть *линией жизни*: когда человек умирает, движение по линии прекращается.

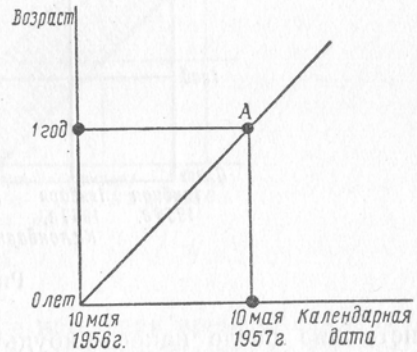

Рис. 2.

В диаграмме Лексиса систематизирован этот способ изображения демографических явлений или истекших промежутков времени (где возрасты рассматриваются как промежутки времени, истекшие с момента рождения) в сочетании с календарными датами. Мы переходим к обозрению многочисленных применений такого изображения.

Сетка Лексиса

Нанесем на горизонтальную прямую моменты времени: 1 января 1956 г., 1 января 1957 г. и т. д., а на вертикальную кривую — моменты: 0 лет (что совпадает с 1 января 1956 г.), 1 год, 2 года и т. д. Проведем через эти точки прямые линии, параллельные обеим осям (рис. 3).

Выбор дат, наносимых на горизонтальную ось, очевидно, зависит от локализации во времени изучаемого явления.

Отметкам на вертикальной оси соответствует то, что мы в общей форме будем называть промежутком времени, или продолжительностью. В данном случае это — возрасты (см. рис. 2), продолжительность браков и тому подобное, т. е. промежутки времени,

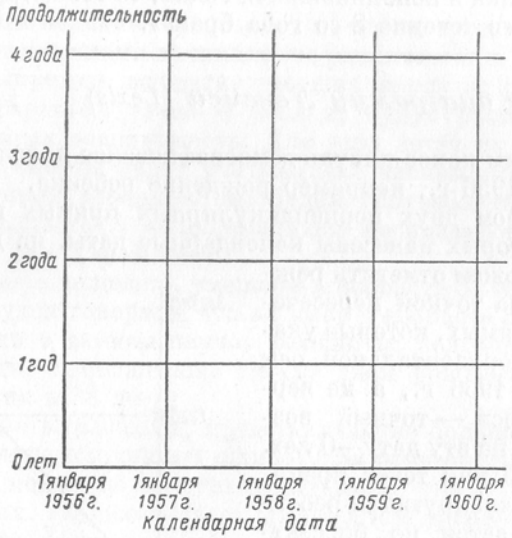

Рис. 3.

истекшие после какого-нибудь начального явления: рождения ребенка, заключения брака и т. п. Горизонтальные линии, проведенные через эти точки, являются «линиями годовщин».

Линии жизни одного поколения или одной когорты

В целях первого применения сетки Лексиса мы определим с ее помощью расположение линий жизни одного поколения, т. е. совокупности лиц, родившихся в течение одного и того же календарного года (см. рис. 4).

Допустим, что нас интересует поколение 1957 г., иначе говоря, совокупность детей, родившихся в 1957 г. начиная с 1 января 1957 г. и кончая 31 декабря 1957 г.

В момент их рождения символизирующие их точки находятся на горизонтальной оси, занимая отрезки прямой, отграниченные двумя указанными датами (AB).

Проследим во времени за детьми, рожденными 1 января 1957 г. Их линии жизни — это диагональ, исходящая из точки A. Идущая параллельно диагональ, исходящая из точки B, представляет общую линию жизни всех детей, родившихся 31 декабря 1957 г.

Нетрудно понять, что линии жизни всего поколения 1957 г. будут расположены между этими двумя диагоналями на заштрихованной дорожке [1].

Изображение на рис. 4 может относиться также к совокупности лиц, вступивших в брак в 1957 г. (тогда мы будем говорить *о когорте* вступивших в брак или же о *заключенных* браках). Отметки браков

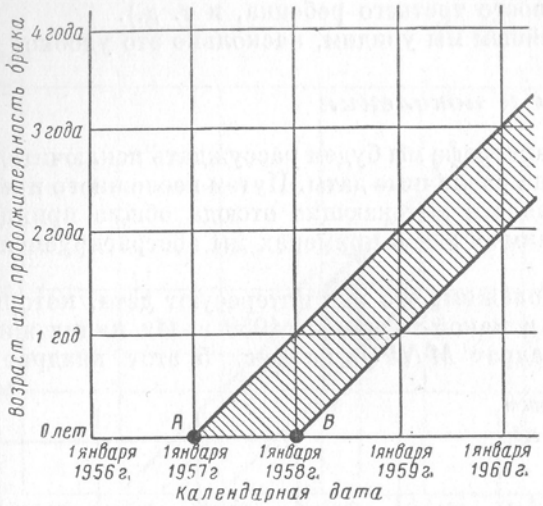

Рис. 4.

нанесены на отрезок AB, и по мере истечения времени символическая точка каждой супружеской пары перемещается по заштрихованной дорожке параллельно ее границам до того момента, когда семья распадается вследствие смерти одного из супругов или вследствие развода. Выражение «линия жизни» в данном случае уже не вполне подходит; его можно было бы заменить выражением *линия дожития* (здесь подразумевается дожитие в состоянии брака). Вполне понятно, что движение по линии дожития

[1] Нужно отметить в возникающую здесь небольшую трудность изображения и достижения наглядности. По правде говоря, каждый индивид имеет свою автономную линию жизни, так как все моменты рождения различны, если только эти мгновения отмечаются с достаточной точностью. Действительно, *графически* будут различимы только линии жизни, отстоящие достаточно далеко одна от другой, а *практически*, учитывая характер изучаемого явления, проводить разграничение между детьми, родившимися с интервалом в 1 мин. или в 1 час, не имеет смысла. В данном случае удобно и достаточно рассматривать как единую совокупность, не различаемую по составляющим ее элементам, всех новорожденных за один день. Наконец, диагональ на сетке Лексиса имеет ценность как *граница*, и было бы неправильным приписывать ее ребенку, родившемуся 31 декабря (так же, как и родившемуся 1 января ...). Но в конце концов все эти детали не имеют практического значения и могут только затруднять изложение.

может приостановиться не только в результате смерти, но и в результате развода.

В общей форме изображение на рис. 4 позволяет проследить продвижение во времени какой-либо когорты, иначе говоря, совокупности людей, переживавших один и тот же тип демографического явления в течение определенного промежутка времени, чаще всего в течение года (когорта вступивших в брак, вдовцов, женщин, родивших своего третьего ребенка, и т. д.).

В дальнейшем мы увидим, насколько это удобно.

Возрасты и поколения

В этом параграфе мы будем рассуждать исключительно о возрастах людей на различные даты. Путем несложного преобразования нетрудно увидеть вытекающие отсюда общие принципы.

В приводимых здесь примерах мы абстрагируемся от смертности.

1. Предположим, что нас интересуют дети, которым исполнилось 2 года в какой-то момент 1959 г. Их линии жизни должны пересечь квадрат $MNPQ$; на рис. 5 этот квадрат образуется

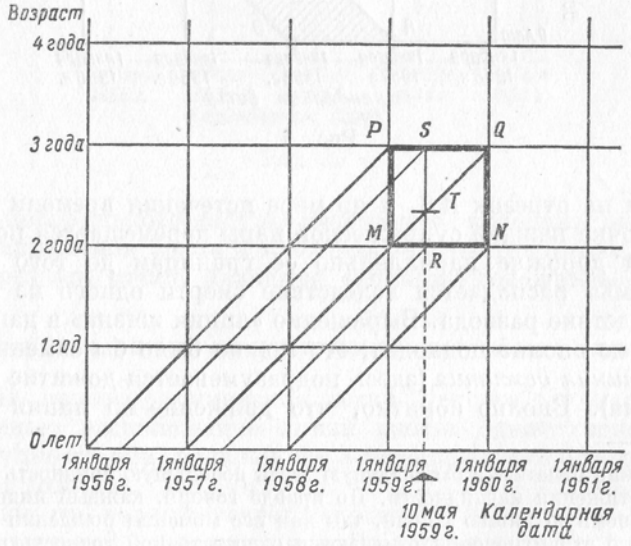

Рис. 5.

из пересечения горизонтальной дорожки, соответствующей 2 исполнившимся годам, и вертикальной дорожки, соответствующей 1959 г.

В любой заданный момент 1959 г. *они принадлежат к двум поколениям*: 1956 и 1957 гг. На рис. 5 выбран момент 10 мая 1959 г.

Исключением из правила является только одна дата —1 января:

1 января 1959 г. все дети, которым исполнилось 2 года, принадлежат к поколению 1956 г. Дети этого поколения действительно имеют линии жизни, которые пересекают вертикальную линию MP 1 января 1959 г. в точке P;

одновременно мы видим, что 1 января 1960 г. все дети, которым исполнилось 2 года, принадлежат к поколению 1957 г.; их линии жизни пересекают вертикальную линию NQ 1 января 1960 г. в точке N.

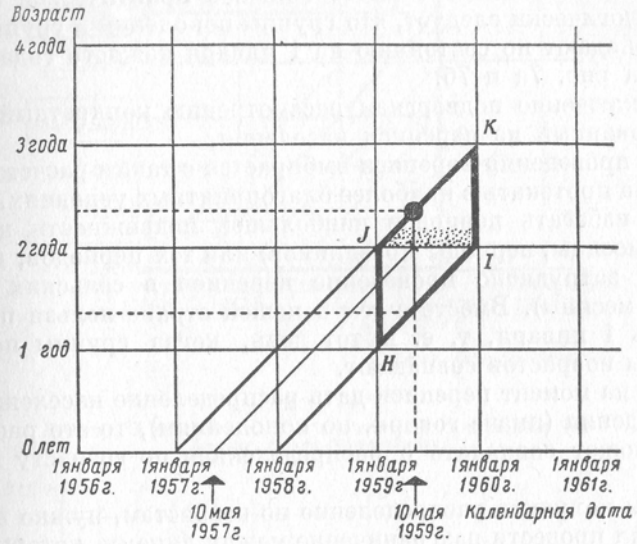

Рис. 6.

2. Рассмотрим в другом разрезе сетку Лексиса: проследим за поколением 1957 г. в течение 1959 г. Соответствующие линии жизни находятся в параллелограмме $HIJK$ на рис. 6, который образуется в результате пересечения «дорожки» поколения 1957 г. и «дорожки» 1959 г. Дети, принадлежащие к этому поколению, достигают своего двухлетия в тот момент, когда их линии жизни пересекают горизонтальную линию IJ.

Таким образом, в каждый момент года, это поколение разделено на две возрастные группы:

те, кому исполнилось 2 года;

те, кому исполнился 1 год.

На графике мы сделали разрыв 10 мая 1959 г., который отражает ситуацию на эту дату. Таким образом мы получаем в графической форме тот факт, что среди детей поколения 1957 г. все дети, родившиеся до 10 мая 1957 г., по состоянию на 10 мая 1959 г. имеют возраст в два исполнившихся года; все дети, родившиеся от 10 мая до 31 декабря 1957 г., по состоянию на 10 мая 1959 г. имеют возраст в один исполнившийся год.

Таким образом, на каждый данный момент для лиц одного поколения точные возрасты и возрасты, исчисленные как разность между годом, когда проводится наблюдение (в нашем примере — 1959 г.), и годом рождения (в нашем примере —1957 г.), не являются одинаковыми для всех лиц. Имеется только одно исключение: для лиц, родившихся 1 января, точный возраст и возраст, исчисленный как разность лет между годом наблюдения и годом рождения, всегда совпадают. Это подтверждается рис. 5 и 6.

Указанное замечание имеет большое практическое значение: из него логически следует, что группы поколений и группы возрастов совпадают по состоянию на 1 января каждого года, как это видно на рис. 7а и 7б.

В заключение подвергнем рассмотрению конкретный пример, заимствованный из переписи населения.

Дата проведения переписи выбирается с таким расчетом, чтобы она могла протекать в наиболее благоприятных условиях. Поэтому следует избегать периодов наибольшей подвижности населения (летние месяцы, периоды праздников) или тех периодов, в течение которых затруднено проведение переписи в сельских районах (зимние месяцы). Вместе с тем в нашей стране нельзя проводить перепись 1 января, т. е. в тот день, когда группы поколений и группы возрастов совпадают.

Если на момент переписи дать распределение населения по годам рождения (иначе говоря, по поколениям), то это распределение не может совпадать с распределением по возрасту на ту же дату.

Чтобы получить распределение по возрастам, нужно в каждом поколении провести разграничение между лицами, которые праздновали день рождения *до переписи*, и лицами, праздновавшими его *после переписи*.

Вот какие показатели дает французская перепись 1946 г.

Эта перепись дает *поток* линий жизни, пересекающий вертикальную линию, проведенную над отметкой 10 марта 1946 г.; этот поток изображен на рис. 8.

ТАБЛИЦА 1. НАСЕЛЕНИЕ ФРАНЦИИ на 10 марта 1946 г.

Время рождения	Возраст в исполнившихся годах по состоянию на 1 января 1946 г.	Число лиц в указанной группе по переписи 10 марта 1946 г.
1946 г. — с 1 января по 9 марта	0	146 573
1945 г. — с 10 марта по 31 декабря	0	481 602
1945 г. — с 1 января по 9 марта	0	112 514
1944 г.	1	568 593
1943 г.	2	524 307

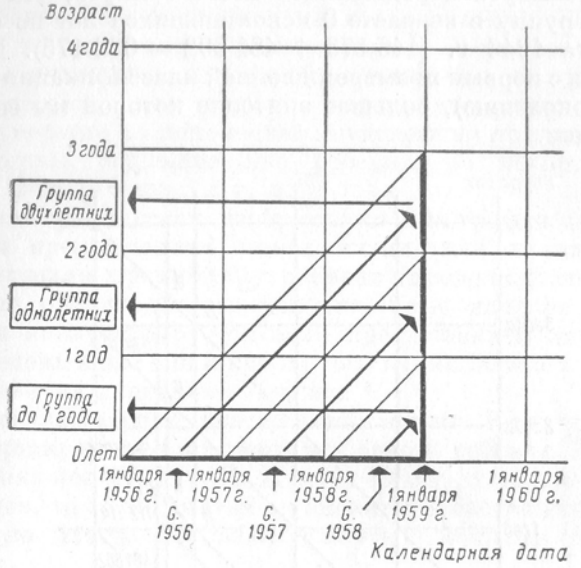

Рис. 7а.

Буквой G на рисунках обозначаются поколения (от франц. слова Génération).

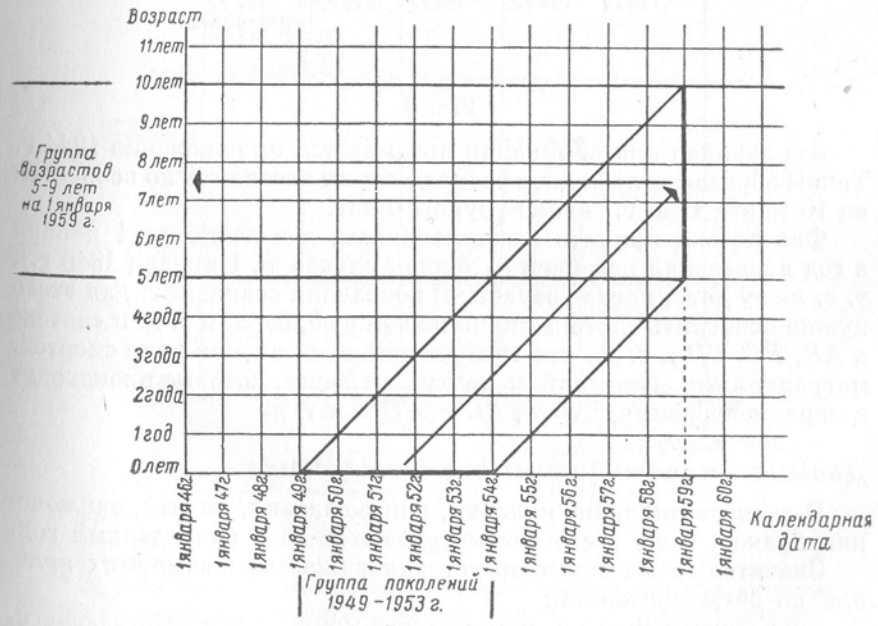

Рис. 7б.

Для поколения 1945 г. мы имеем распределение детей на родившихся до 10 марта и родившихся после 9 марта, что позволяет исчислить группу в возрасте 0 исполнившихся лет по состоянию на 10 марта 1946 г. (146 573 + 481 602 = 628 175). Мы встречаемся здесь с первым примером двойной классификации (по возрасту и по поколению), большое значение которой мы еще увидим в дальнейшем.

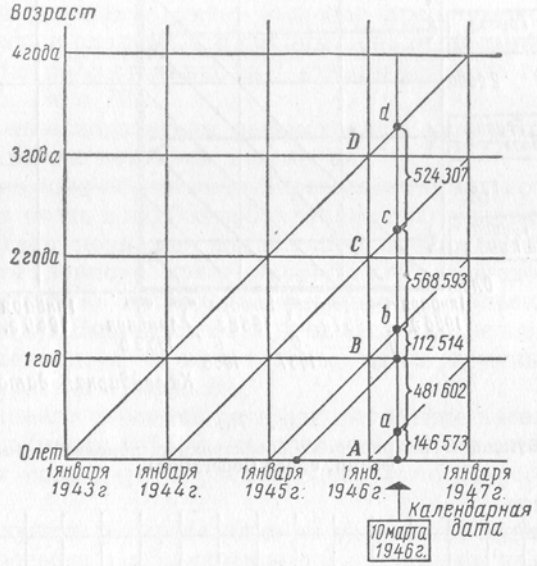

Рис. 8

Эта двойная классификация прерывается на поколении 1944 г. Таким образом нельзя дать распределения населения по возрастам на 10 марта 1946 г., кроме группы 0 лет.

Фактически принято восстанавливать население на 1 января в год проведения переписи (в данном случае на 1 января 1946 г.), т. е. на ту дату, когда возрасты и поколения совпадают; для этого нужно исчислить «поток» линии жизни в *ab*, *bc*, *cd* и т. д. и «поток» в *AB*, *BC*, *CD* и т. д., что требует принятия во внимание смертей, миграционных движений и других явлений, которые происходят в параллелограммах *ABab*, *BCbc*, *CDcd* и т. д.

Двойная классификация в демографии

В демографии такие явления, как рождения, смерти, заключения браков, чаще всего рассматриваются за 1 календарный год.

Значительный интерес представляет классификация этих явлений по двум критериям:

промежуток времени, протекший с момента предшествующего, или первоначального явления, например смерть в зависимости

от продолжительности жизни (т. е. возраст) или вдовство в зависимости от продолжительности брака, рождение третьего ребенка в зависимости от промежутка времени, протекшего после рождения второго, и т. д.;

когорта индивидов, к которой, естественно, следует относить тех, кто пережил или испытал определенное демографическое явление: умершие по поколениям, овдовевшие по когортам женатых, женщины, родившие 3-го ребенка, по когорте женщин, родивших 2-го ребенка, и т. п.

В нашем графическом изображении демографическое явление отмечается прекращением линии жизни (или линии дожития), соответствующим промежутку времени (продолжительности) или дате, когда происходит это явление. Само явление в каком-то отношении конкретизируется этим прекращением линии. Сосредоточим теперь наше внимание на том, каким образом размещаются эти точки на диаграмме Лексиса [1].

Возьмем простейший пример линии жизни. Начнем ее с 10 мая 1957 г.— конкретная дата рождения одного ребенка. Если смерть этого ребенка последовала 10 октября 1959 г., т. е. в возрасте 2 года 5 месяцев, то линия жизни остановится в соответствующей точке, которую иногда называют «смертной точкой» (см. рис. 9).

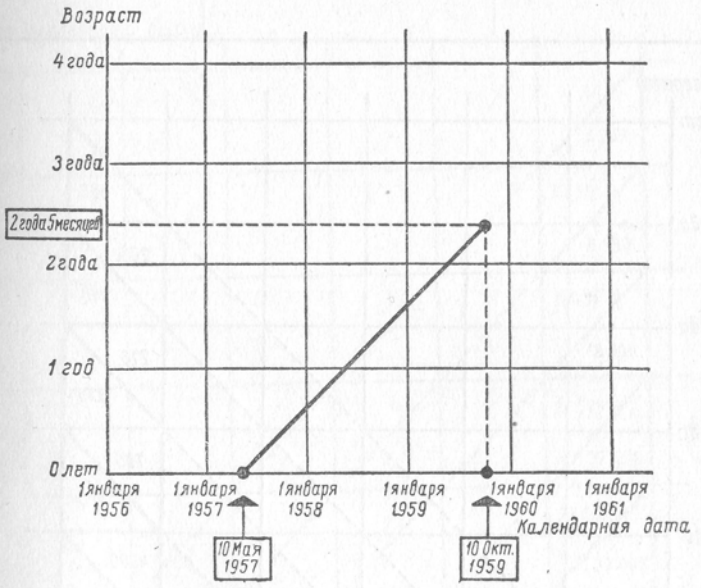

Рис. 9.

[1] К тому же практически на диаграмме Лексиса никогда не вычерчиваются линии жизни или линии дожития индивидов. Внимание сосредоточивается на точках, где прекращаются эти линии, число которых отмечается в различных треугольниках диаграммы Лексиса.

Посмотрим теперь, какому распределению смертных точек соответствует двойная классификация смертей — по возрастам и по поколениям.

Мы воспроизводим здесь выдержку из таблицы, где дается двойная классификация смертей лиц мужского пола в 1955 г. (табл. 2). Внимательно вчитываясь в эту таблицу, мы приходим к рис. 10.

ТАБЛИЦА 2. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО СМЕРТЕЙ ЛИЦ МУЖСКОГО ПОЛА ПО ГОДАМ РОЖДЕНИЯ И ПО ВОЗРАСТАМ в 1955 г.

Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Число смертей
1955	0	11 400
1954	0	4 359
1954	1	986
1953	1	705
1953	2	325
1952	2	275
1952	3	218
1951	3	204
1951	4	162
...	...	...

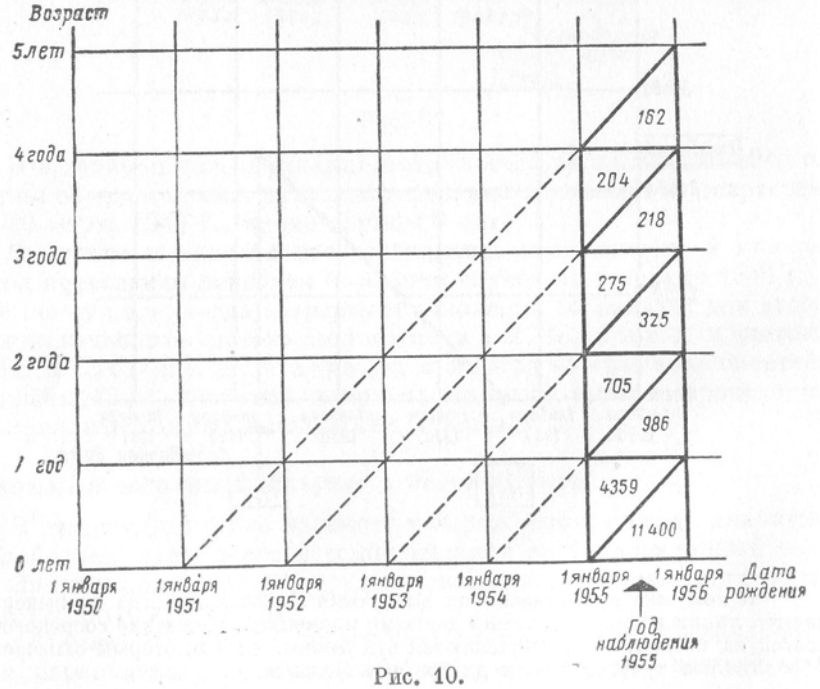

Рис. 10.

ТАБЛИЦА 3. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО ЖИВОРОЖДЕННЫХ ПЕРВЕНЦЕВ в 1955 г. ПО ГОДАМ ЗАКЛЮЧЕНИЯ БРАКА И ПО ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ БРАКА

Годы заключения брака	Продолжительность брака в исполнившихся годах	Число рождений
1955	0	39 449
1954	0	78 615
1954	1	37 454
1953	1	26 575
1953	2	12 266
1952	2	11 431
1952	3	6 530
1951	3	6 533
1951	4	4 246
...	...	...

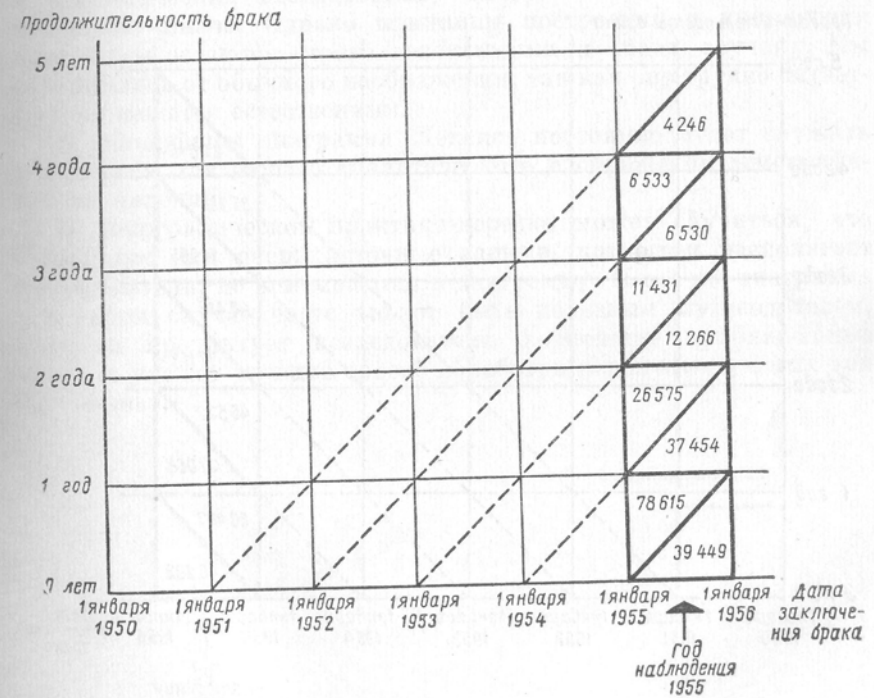

Рис. 11.

Наш следующий пример мы возьмем из статистики плодовитости.

В табл. 3 дается выдержка из статистических данных о рождениях первенцев по годам заключения брака и по продолжительности брака.

На основании данных табл. 3 мы приходим к рис. 11.

При анализе плодовитости часто применяется статистика, подобная табл. 3, но без выделения порядкового номера рождения.

Таким образом, в данном случае на линии диаграммы Лексиса, относящейся к одной определенной женщине, могут фигурировать различные точки, каждая из которых соответствует рождению живого ребенка.

Эта особенность, однако, не меняет правила записи цифр таблицы для диаграммы Лексиса (см. табл. 4 и рис. 12).

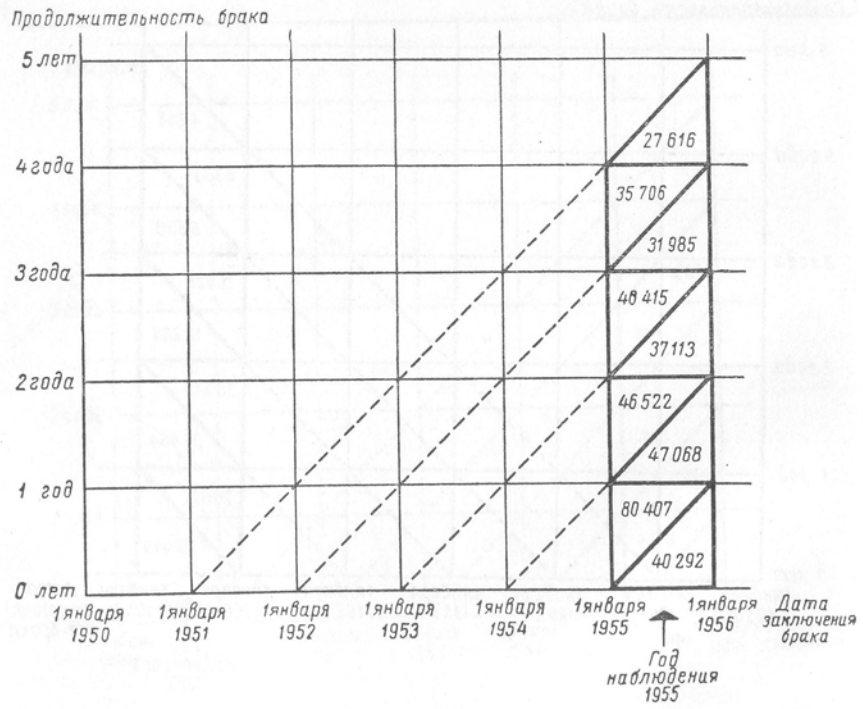

Рис. 12.

ТАБЛИЦА 4. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО РОЖДЕНИЙ ЖИВЫХ ДЕТЕЙ в 1955 г. ПО ГОДАМ ЗАКЛЮЧЕНИЯ БРАКА И ПО ЕГО ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ

Годы заключения брака	Продолжительность брака в исполнившихся годах	Число рождений
1955	0	40 292
1954	0	80 407
1954	1	47 068
1953	1	46 522
1953	2	37 113
1952	2	40 415
1952	3	31 985
1951	3	35 706
1951	4	27 616
...	...	...

Общие замечания

В некоторых изданиях (например, в курсе демографии Юбера, в прежних публикациях Национального института статистики и экономических исследований) диаграмма Лексиса строится несколько иначе. Однако принципы построения и применения диаграммы остаются строго неизменными в обоих случаях. Мы отклонились от обычного изображения, так как оно трудно читается и не кажется естественным.

В дальнейшем диаграмма Лексиса постоянно будет служить подспорьем для нашего аналитического изображения демографических явлений.

В демографической практике нередко может случиться, что суммарные или очень неточные данные, которыми располагает исследователь, не вписываются в диаграмму. И все же диаграмма и в таком случае часто может быть полезным путеводителем, который продиктует исследователю возможные приближенные итоги и укажет лучший способ обработки первичных данных для их анализа.

3

КОЭФФИЦИЕНТЫ В ДЕМОГРАФИИ

В этой главе излагаются способы исчисления различных относительных показателей или коэффициентов, применяемых в демографии. В настоящее время уже существует определенное единство понятий и методов, которое позволяет изложить все, что касается техники исчисления.

Рассмотрение относительных показателей как орудий анализа мы откладываем до того, как перейдем к методологическим главам.

Понятие об общих коэффициентах

Основная идея, которой мы руководствуемся при исчислении относительного показателя или коэффициента,— это получение относительного измерения данного феномена, позволяющего делать сравнения как во времени, так и в пространстве.

Предположим, что мы задались целью сравнить уровень смертности во Франции за 1825 и за 1850 гг. Абсолютные цифры смертей (соответственно 800 000 и 762 000) ничего не говорят, так как за этот промежуток времени население Франции возросло с 31 410 000 человек до 35 630 000 человек. Чтобы исключить влияние изменения численности населения, на обе даты исчисляется количество смертей на одно и то же число жителей, чаще всего на 1000 человек. Мы получаем общие *коэффициенты смертности*.

Теперь можно сопоставить коэффициент смертности за 1825 г.— 25,9‰ с коэффициентом за 1850 г.—21,4‰; эти цифры сравнимы.

Необходимость приводить показатели смертности к одинаковому числу жителей становится еще более настоятельной, если мы задаемся целью сравнить смертность в странах с весьма различной численностью населения. Например, в 1850 г. в Бельгии было 93 000 смертей, что соответствует коэффициенту смертности в 21,2‰, который вполне сопоставим с соответствующим французским коэффициентом в 21,4‰ (хотя число смертей во Франции равнялось 762 000).

Исчисление общих коэффициентов

Коэффициенты чаще всего исчисляются за календарный год.

Существуют общие коэффициенты смертности, коэффициенты рождаемости и коэффициенты брачности.

Способ получения коэффициента смертности (или рождаемости) состоит в том, что все число умерших (или родившихся) за год делится на среднюю численность населения (страны или другой изучаемой территории) за тот же год, после чего частное от деления умножается на 1000 [1].

Средней численностью населения за данный год принято считать численность населения по состоянию на 30 июня рассматриваемого года. Если исследователь не располагает оценкой численности населения на эту дату, то обычно исчисляют арифметическую среднюю из численности населения на 1 января данного года и на 1 января следующего года.

Пример. Франция, 1954 г.

Численность населения на 1 января 1954 г.—42 785 000 человек.

Численность населения на 1 января 1955 г.—43 117 000 человек.

Средняя арифметическая, служащая оценкой населения на 30 июня 1954 г.: $\frac{42\,785\,000+43\,117\,000}{2}=42\,951\,000$ человек.

Коэффициент смертности на 1000 человек (515 346 смертей)	Коэффициент рождаемости на 1000 человек (807 206 рождений)
$\frac{515\,346\times 1000}{42\,951\,000}=12{,}0,$ что выражается как 12,0‰	$\frac{807\,206\times 1000}{42\,951\,000}=18{,}8,$ что выражается как 18,8‰

Таким же способом исчисляется и коэффициент брачности. Однако весь подсчет в данном случае может исходить из *числа заключенных браков* или же из *числа новобрачных*, которое в два раза превосходит число заключенных браков. В западных государствах чаще пользуются вторым методом; в этом случае коэффициент брачности становится величиною такого порядка, что он может быть сопоставлен с коэффициентом рождаемости.

Пример. Франция, 1954 г.

Коэффициент брачности (314 453 брака, 628 906 новобрачных):

$$\frac{628\,906\times 1000}{42\,951\,000}=14{,}6 \text{ или } 14{,}6‰.$$

[1] С равным успехом можно было бы помножить результат деления не на 1000, а, например, на 10 000 или на 100 000. Но практически чаще всего применяется коэффициент в расчете на 1000.

Специализированные коэффициенты

Коэффициенты измеряют частоту демографических явлений по отношению ко всей совокупности населения. Нас интересует, можно ли внести улучшения в построение коэффициентов. Так, например, возникают вопросы:

Не правильнее ли исчислять коэффициент рождаемости не ко всему населению, а только к той его части, которая способна производить на свет детей?

Смертность явно варьирует в зависимости от возраста. Поэтому не следует ли предпочесть исчисление коэффициентов смертности отдельно по различным возрастным группам населения? Есть и другие вопросы.

Здесь мы входим в область *специализированных коэффициентов*. Под выражением «специализированные коэффициенты» понимаются коэффициенты, исчисленные не ко всему населению, а к «субнаселению», т. е. к некоторой группе населения, принадлежность к которой чаще всего определяется принадлежностью к определенной возрастной группе.

Мы переходим к обозрению разных коэффициентов подобного вида, причем особое внимание будет обращено на технику исчисления.

Возрастные коэффициенты

Проведем исчисление возрастного коэффициента, а для примера возьмем показатели смертности. Допустим, мы хотим исчислить для Франции коэффициент смертности мужчин, которым в 1954 г. исполнилось 40 лет. Таким образом, нам нужно измерить частоту смертей для мужчин, которым уже исполнилось 40 лет, но еще не исполнился 41 год.

ТАБЛИЦА 1. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО УМЕРШИХ МУЖЧИН ПО ГОДАМ РОЖДЕНИЙ И ПО ВОЗРАСТУ за 1954 г.

Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Число умерших мужского пола
...	...	...
1915	39	396
1914	39	532
1914	40	589
1913	40	604
1913	41	685
1912	41	623
1912	42	752
...	...	...

В таблицах 1 и 2 приводятся данные о ежегодном движении населения и оценки численности населения на 1 января [1].

ТАБЛИЦА 2. ОЦЕНКА НАСЕЛЕНИЯ ФРАНЦИИ ПО ПОЛУ И ПО ВОЗРАСТУ

на 1 января 1954 г.			на 1 января 1955 г.		
Годы рождения	Возраст (исполнилось лет)	Мужской пол	Годы рождения	Возраст (исполнилось лет)	Мужской пол
...	...	...	...	...	...
1914	39	289 301	1914	40	287 970
1913	40	298 299	1913	41	296 710
1912	41	302 208	1912	42	300 623
...	...	...	...	...	...

Элементы, привлеченные для нашего подсчета, приводятся в диаграмме Лексиса на рис. 13а.

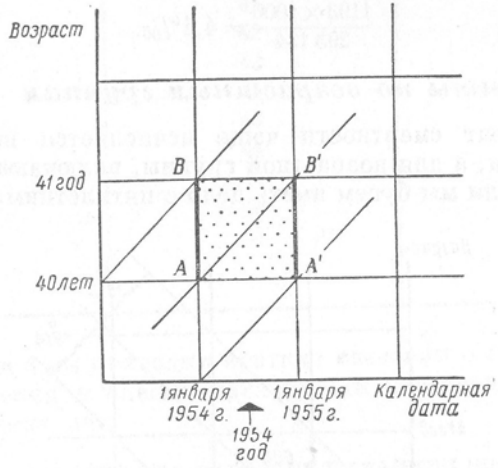

Рис. 13а.

[1] В статистических данных о состоянии и движении населения в большинстве случаев имеются рубрики «неизвестно», относящиеся или к лицам, или к демографическим явлениям (к смерти, рождению и т. п.), которые не могут быть классифицированы по возрасту или по какому-нибудь другому признаку. Для того чтобы можно было пользоваться такими статистическими данными, чаще всего приходится производить предварительное распределение этих «неизвестных». Способ, который при этом обычно применяют, рассматривается на страницах 87 и 95. В настоящее время во Франции не возникает особых проблем при таком предварительном распределении ни при оценке общей численности населения (в этих показателях вообще не существует рубрики «неизвестно»), ни в статистике смертности по возрастам, где процент «неизвестных» совершенно ничтожен (около 200 случаев на более чем 500 000 смертей).

Мы имеем на рисунке 13а:

общую численность мужского населения, имевшего 40 исполнившихся лет на 1 января 1954 г. (поток, движущийся через AB);

общую численность мужского населения, имевшего 40 исполнившихся лет на 1 января 1955 г. (поток, движущийся через $A'B'$);

число смертей мужчин, имевших 40 исполнившихся лет в момент их смерти (число смертных точек в квадрате $ABA'B'$).

Все эти элементы имеются в табл. 1 и 2; мы поместили их на диаграмму, изображенную на рис. 13б.

Подсчитывая среднюю арифметическую из численности населения на две даты (на 1 января 1954 г. и на 1 января 1955 г.), мы получаем *среднее население*, необходимое для исчисления коэффициента:

$$(298\,299 + 287\,970) : 2 = 293\,134.$$

Число смертей мужчин, которым исполнилось 40 лет, в 1954 г.:

$$589 + 604 = 1193,$$

откуда мы и получаем коэффициент смертности мужчин, которым исполнилось 40 лет:

$$\frac{1193 \times 1000}{293\,134} = 4{,}1‰.$$

Коэффициенты по возрастным группам

Коэффициент смертности чаще исчисляется не для одного года рождения, а для возрастной группы, включающей несколько возрастов. Если мы будем иметь дело с пятилетними возрастными

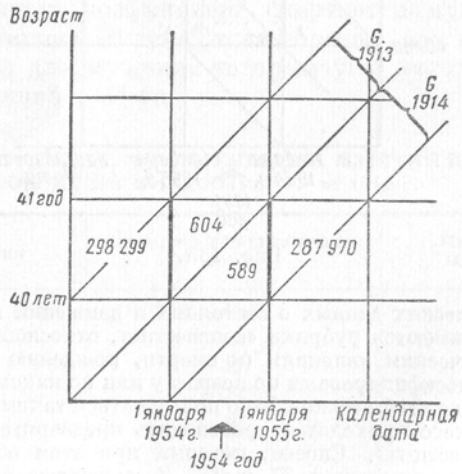

Рис. 13б.

группами, то для измерения возрастной смертности нам понадобится всего около двадцати коэффициентов; если же мы будем исчислять коэффициенты для каждого года рождения, то их потребуется около сотни.

Предположим, что нам необходимо исчислить коэффициент смертности мужчин в 1954 г. для возрастной группы 40—44 года, иначе говоря, измерить частоту смерти между 40-й и 45-й годовщиной со дня их рождения.

ТАБЛИЦА 3. ФРАНЦИЯ. СМЕРТНОСТЬ ПО ГОДАМ РОЖДЕНИЯ И ПО ВОЗРАСТАМ в 1954 г.

Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Число умерших мужчин
...	...	...
1915	39	396
1914	39	532
1914	40	589
1913	40	604
1913	41	685
1912	41	623
1912	42	752
1911	42	755
1911	43	739
1910	43	801
1910	44	820
1909	44	909
1909	45	989
1908	45	1 009
...	...	...

В табл. 3 и 4 мы приводим краткие сведения о ежегодном движении населения и оценки численности населения на 1 января соответствующих лет.

ТАБЛИЦА 4. ЧИСЛЕННОСТЬ НАСЕЛЕНИЯ ФРАНЦИИ ПО ПОЛУ И ПО ВОЗРАСТУ

на 1 января 1954 г.			на 1 января 1955 г.		
Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Мужской пол	Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Мужской пол
...	...	...	...	...	...
1918—1914	35—39	977 002	1919—1915	35—39	890 565
1913—1909	40—44	1 488 072	1914—1910	40—44	1 468 344
1908—1904	45—49	1 492 613	1909—1905	45—49	1 485 639
...	...	...	...	...	...

Элементы, необходимые для нашего подсчета, указаны в диаграмме Лексиса на рис. 14а.

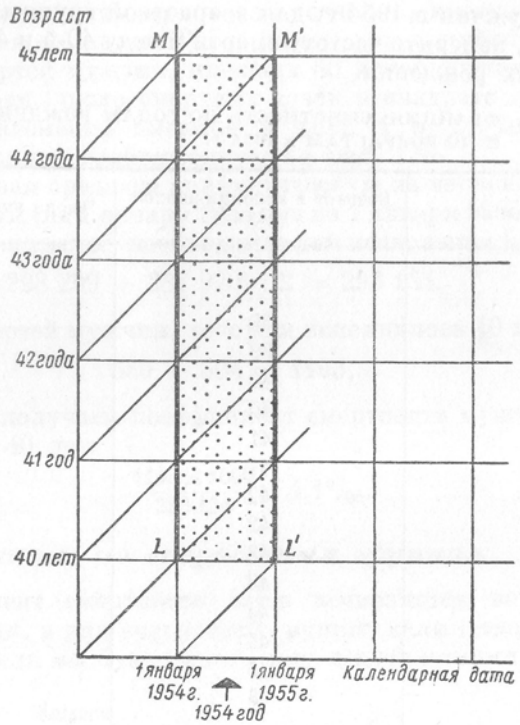

Рис. 14а.

Мы имеем здесь:

общую численность мужского населения, имевшего от 40 до 44 исполнившихся лет на 1 января 1954 г. (поток, пересекающий LM);

общую численность мужского населения от 40 до 44 исполнившихся лет на 1 января 1955 г. (поток, пересекающий $L'M'$);

число смертей мужчин в возрасте от 40 до 44 исполнившихся лет в момент смерти (число смертных точек в прямоугольнике $LML'M'$).

Все эти элементы фигурируют в табл. 3, 4; мы поместили их в диаграмму Лексиса на рисунке 14б.

Вычисляя арифметическую среднюю из численности двух населений (1913—1909 гг. и 1914—1910 гг.), мы получаем цифру *среднего населения*, необходимую нам для исчисления коэффициента:

$$(1\ 488\ 072 + 1\ 468\ 344) : 2 = 1\ 478\ 208.$$

Число смертей мужчин в возрасте от 40 до 44 исполнившихся лет в 1954 г. составляет

$$589 + 604 + 685 + 623 + 752 + 755 + 739 + 801 + 820 + 909 = 7277.$$

Отсюда мы и получаем коэффициент мужской смертности для возрастной группы 40—44 года:

$$\frac{7277}{1\ 478\ 208} = 4{,}9‰.$$

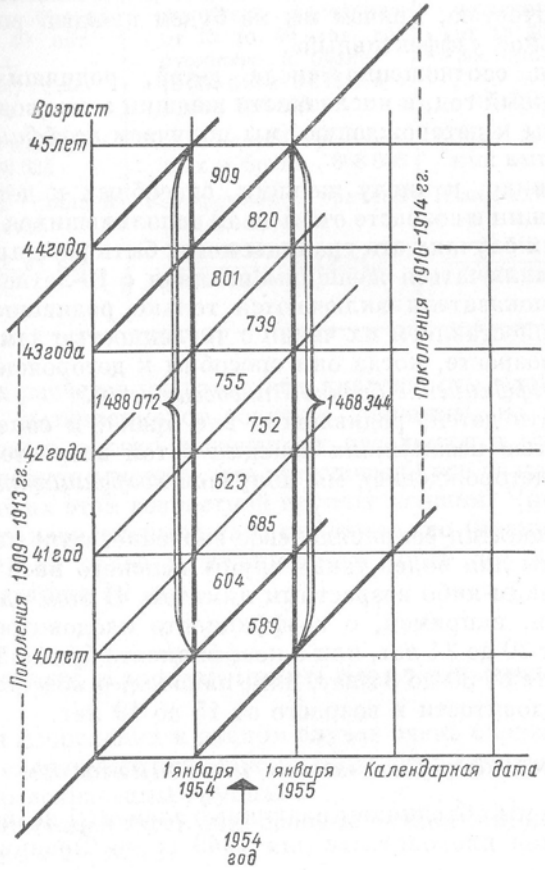

Рис. 14б.

Специализированные коэффициенты рождаемости

При исчислении коэффициентов принято ограничиваться женским населением в возрасте, когда женщины способны к деторождению, или какой-нибудь частью этой возрастной группы.

Такой показатель называется коэффициентом плодовитости [1].

Чтобы отличать эти показатели один от другого, существует терминология, которую следует строго соблюдать [2].

Прежде всего должно быть проведено разграничение между плодовитостью, измеряемой всей совокупностью рождений (живых детей и мертворожденных), и плодовитостью, измеряемой только количеством рождений живых детей. В первом случае говорят о полной плодовитости, а во втором случае — об *эффективной* плодовитости.

В дальнейшем мы будем заниматься исключительно эффективной плодовитостью, причем мы не будем каждый раз повторять прилагательное «эффективный».

Исчисляя соотношение числа детей, родившихся живыми за определенный год, и численности женщин в том возрасте, когда они способны к деторождению, мы получаем *коэффициент общей плодовитости*.

Как правило, к числу женщин, способных к деторождению, относят женщин в возрасте от 15 до 49 исполнившихся лет. В некоторых особых случаях эти границы могут быть расширены: например, могут включаться женщины начиная с 10-летнего возраста.

Если в показатели включаются только родившиеся в браке и если мы сопоставляем их число с численностью замужних женщин в том возрасте, когда они способны к деторождению, то мы получаем *коэффициент брачной плодовитости*.

Если взять детей, родившихся вне брака, и сопоставить его с численностью незамужних женщин в том возрасте, когда они способны к деторождению, мы получаем *коэффициент внебрачной плодовитости*.

Все эти понятия сохраняют свое значение, если мы исчисляем коэффициенты для более узких групп женского населения, ограниченных каким-либо возрастным лимитом. В этом случае мы будем говорить, например, о коэффициенте плодовитости женщин в возрасте от 20 до 24 лет, или о коэффициенте брачной плодовитости в возрасте от 30 до 34 лет, или, наконец, о коэффициенте внебрачной плодовитости в возрасте от 15 до 19 лет.

Исчисление коэффициента плодовитости

В табл. 5 мы объединяем различные элементы исчисления трех коэффициентов плодовитости для 1949 г. по Франции.

[1] Следовало бы в целях точности добавить — коэффициент *женской* плодовитости. По существу ничто не препятствует исчислению коэффициента мужской плодовитости, но это применяется редко.

[2] По всем вопросам терминологии читатель может с пользой для себя обращаться к многоязычному демографическому словарю, выпущенному Организацией Объединенных Наций. По всем вопросам, связанным с определением понятий в этом словаре, мы отсылаем читателя к статье P. Vincent (который является автором французской версии демографического словаря), опубликованной в Population № 1, janvier-mars 1953, «Conception d'un dictionnaire démographique».

ТАБЛИЦА 5. КОЭФФИЦИЕНТ ОБЩЕЙ ПЛОДОВИТОСТИ ВО ФРАНЦИИ в 1949 г.

(808 006 брачных рождений, 60 618 внебрачных рождений. Итого 868 624 живорожденных)

Коэффициент общей плодовитости	Коэффициент брачной плодовитости	Коэффициент внебрачной плодовитости
Средняя численность женского населения от 15 до 49 лет (10 365 655 + + 10 360 094) : 2 = = 10 362 874	Средняя численность женского населения от 15 до 49 лет, состоящего в браке (6 537 646 + 6 578 866) : : 2 = 6 558 256	Средняя численность женского населения от 15 до 49 лет, не состоящего в браке (3 828 009 + 3 781 228) : : 2 = 3 804 618
Общее число живорожденных 868 624	Число детей, рожденных в браке, 808 006	Число детей, рожденных вне брака, 60 618
Коэффициент общей плодовитости $\frac{868\,624}{10\,362\,874} = 83{,}8‰$	Коэффициент брачной плодовитости $\frac{808\,006}{6\,558\,256} = 123‰$	Коэффициент внебрачной плодовитости $\frac{60\,618}{3\,804\,618} = 15{,}9‰$

Для этих расчетов мы взяли всю численность детей, родившихся живыми, независимо от возраста женщины, но мы относили эту численность только к женскому населению в возрасте от 15 до 49 лет; следует отметить, что практически все рождения произошли в пределах этой возрастной группы женщин. Число исключений было незначительным: так, например, во Франции в 1949 г. наблюдалось 87 родов у женщин моложе 15 лет и 26 родов — у женщин старше 50 лет.

Коэффициент плодовитости по возрастным группам

Техника исчисления в данном случае очень сходна с техникой, применявшейся при исчислении коэффициента смертности по возрастам или по возрастным группам.

Мы ограничимся здесь объяснением исчисления коэффициентов по возрастным группам.

Приведем сведения о движении и состоянии населения, которые нам нужны для определения коэффициента общей плодовитости во Франции в 1949 г. для возрастной группы женщин от 20 до 24 лет (см. табл. 6 и 7).

Средняя численность женщин в возрасте 20—24 лет в 1949 г. составляла:

$$(1\,614\,849 + 1\,612\,471) : 2 = 1\,613\,660.$$

Рождения, которые мы должны здесь рассмотреть, размещаются на диаграмме Лексиса (см. рис. 15).

ТАБЛИЦА 6. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО ДЕТЕЙ, РОДИВШИХСЯ ЖИВЫМИ В 1949 г., ПО ГОДУ РОЖДЕНИЯ И ПО ВОЗРАСТУ МАТЕРИ

Годы рождения матери	Возраст матери в исполнившихся годах	Число детей, родившихся живыми, у матерей указанного возраста и года рождения
...	...	...
1929	19	14 275
1929	20	18 253
1928	20	20 987
1928	21	24 500
1927	21	26 109
1927	22	28 525
1926	22	30 155
1926	23	30 891
1925	23	31 609
1925	24	32 633
1924	24	32 300
1924	25	30 649
...	...	...

ТАБЛИЦА 7. ЧИСЛЕННОСТЬ ЖЕНСКОГО НАСЕЛЕНИЯ ФРАНЦИИ ПО ВОЗРАСТАМ

на 1 января 1949 г.			на 1 января 1950 г.		
Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Общая численность женщин	Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Общая численность женщин
...	...	...	...	...	...
1933—1929	15—19	1 590 845	1934—1930	15—19	1 577 936
1928—1924	20—24	1 614 849	1929—1925	20—24	1 612 471
1923—1919	25—29	1 546 336	1924—1920	25—29	1 657 470
...	...	...	...	...	...

Общее число рождений живых детей у женщин от 20 до 24 лет:

$$18\,253 + 20\,987 + 24\,500 + 26\,109 + 28\,525 + 30\,155 + 30\,891 + 31\,609 + 32\,633 + 32\,300 = 275\,962.$$

Отсюда мы находим коэффициент общей плодовитости женщин в возрасте от 20 до 24 лет во Франции в 1949 г.:

$$\frac{275\,962}{1\,613\,660} = 171^{0}/_{00}.$$

Исчисление коэффициента брачной плодовитости и коэффициента брачной плодовитости по возрастным группам производится таким же способом. Для этого нужны только более детализированные сведения как о рождениях, так и о состоянии населения.

Эти данные приводятся в табл. 8, 9а и 9б.

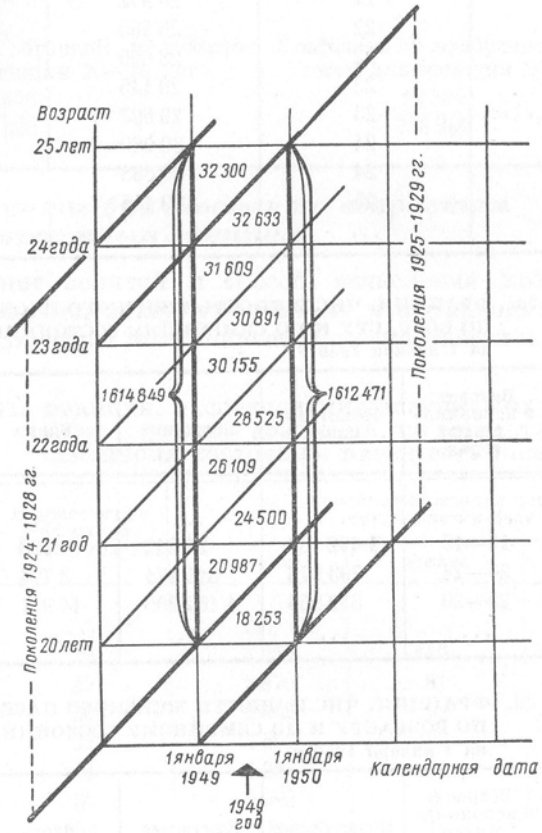

Рис. 15.

В табл. 10 показано, как пользуются этими данными, чтобы получить коэффициент брачной плодовитости и коэффициент внебрачной плодовитости.

ТАБЛИЦА 8. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО РОЖДЕНИЙ ЖИВЫХ ДЕТЕЙ в 1949 г. ПО ГОДУ РОЖДЕНИЯ И ПО ВОЗРАСТУ МАТЕРИ С ПОДРАЗДЕЛЕНИЕМ НА РОДИВШИХСЯ В БРАКЕ И ВНЕ БРАКА

Годы рождения матери	Возраст в исполнившихся годах	Число детей, родившихся живыми	
		в браке	вне брака
...	...	...	...
1929	19	12 332	1 943
1929	20	16 162	2 091
1928	20	18 780	2 207
1928	21	22 430	2 070
1927	21	23 972	2 137
1927	22	26 505	2 020
1926	22	28 099	2 056
1926	23	29 145	1 746
1925	23	29 697	1 912
1925	24	30 980	1 653
1924	24	30 688	1 612
1924	25	29 145	1 504
...	...	...	...

ТАБЛИЦА 9а. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛЕННОСТЬ ЖЕНСКОГО НАСЕЛЕНИЯ ПО ВОЗРАСТУ И ПО СЕМЕЙНОМУ СОСТОЯНИЮ на 1 января 1949 г.

Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Незамужние	Замужние	Вдовы	Разведенные
...	...	...	...	...	...
1933—1929	15—19	1 492 433	97 942	336	134
1928—1924	20—24	793 076	811 971	3 774	6 028
1923—1919	25—29	332 955	1 167 905	14 911	30 565
...	...	...	...	...	...

ТАБЛИЦА 9б. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛЕННОСТЬ ЖЕНСКОГО НАСЕЛЕНИЯ ПО ВОЗРАСТУ И ПО СЕМЕЙНОМУ СОСТОЯНИЮ на 1 января 1950 г.

Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Незамужние	Замужние	Вдовы	Разведенные
...	...	...	...	...	...
1924—1930	15—19	1 482 063	95 580	179	114
1929—1925	20—24	786 507	817 410	3 216	5 338
1924—1920	25—29	342 829	1 271 107	13 219	30 315
...	...	...	...	...	...

ТАБЛИЦА 10. ФРАНЦИЯ. 1949 г. КОЭФФИЦИЕНТ ПЛОДОВИТОСТИ ЖЕНЩИН В ВОЗРАСТЕ ОТ 20 ДО 24 ЛЕТ

Коэффициент брачной плодовитости	Коэффициент внебрачной плодовитости
Средняя численность замужнего женского населения (811 971 + + 817 410) : 2 = 814 690	Средняя численность незамужнего женского населения (793 076 + + 3 774 + 6 028 + 786 507 + 3 216 + + 5 338) : 2 = 798 969
Число брачных рождений 16 162 + + 18 780 + 22 430 + 23 972 + + 26 505 + 28 099 + 29 145 + + 29 697 + 30 980 + 30 688 = = 256 458	Число внебрачных рождений 2 091 + 2 207 + 2 070 + 2 137 + + 2 020 + 2 056 + 1 746 + 1 912 + + 1 653 + 1 612 = 19 504
Коэффициент брачной плодовитости для женщин 20—24 лет $\frac{256\,458}{814\,690} = 315‰$	Коэффициент внебрачной плодовитости для женщин 20—24 лет $\frac{19\,504}{798\,969} = 24{,}4‰$

Коэффициенты брачности по возрастам и по возрастным группам

Определение понятий и способ исчисления коэффициентов брачности являются аналогичными тому, что делалось при исчислении соответствующих коэффициентов по смертности и по плодовитости.

ТАБЛИЦА 11. ФРАНЦИЯ. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ВСТУПИВШИХ В БРАК в 1949 г. ПО ГОДУ РОЖДЕНИЯ, ПО ВОЗРАСТУ И ПО СЕМЕЙНОМУ СОСТОЯНИЮ ПЕРЕД ВСТУПЛЕНИЕМ В БРАК

Год рождения мужа	Возраст мужа в исполнившихся годах	Семейное состояние перед вступлением в брак		
		холостые	вдовые	разведенные
...	...	...	...	...
1919	29	3 750	119	434
1919	30	2 870	81	397
1918	30	2 649	82	356
1918	31	2 506	107	425
1917	31	1 986	68	365
1917	32	1 998	93	346
1916	32	1 718	73	339
1916	33	1 702	100	332
1915	33	1 636	88	323
1915	34	2 188	122	486
1914	34	2 259	214	561
1914	35	2 195	173	725
...	...	...	...	...

Необходимо отметить, что подсчет частоты заключения браков по каждому возрасту или возрастной группе делается отдельно по каждому полу и что наряду с общими коэффициентами брачности (в которые включаются все браки, заключаемые как холостяками, так и вдовыми и разведенными) исчисляются также более узкие коэффициенты, из которых одни охватывают только браки холостяков, другие — браки вдовцов, третьи — браки разведенных.

Уточним это на одном примере.

Исчислим коэффициент брачности вдовцов в возрасте от 30 до 34 лет в 1949 г. Данные, которыми мы здесь пользуемся, даны в табл. 11, 12а и 12б.

ТАБЛИЦА 12а. ФРАНЦИЯ. ОЦЕНКА ЧИСЛЕННОСТИ МУЖСКОГО НАСЕЛЕНИЯ ПО ВОЗРАСТУ И ПО СЕМЕЙНОМУ СОСТОЯНИЮ на 1 января 1949 г.

Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Холостяки	Женатые	Вдовцы	Разведенные
...	...	...	...	...	...
1923—1919	25—29	576 906	999 145	4 360	13 735
1918—1914	30—34	225 562	761 011	5 577	21 545
1913—1909	35—39	244 276	1 224 124	15 628	43 981
...	...	...	...	...	...

ТАБЛИЦА 12б. ФРАНЦИЯ. ОЦЕНКА ЧИСЛЕННОСТИ МУЖСКОГО НАСЕЛЕНИЯ ПО ВОЗРАСТУ И ПО СЕМЕЙНОМУ СОСТОЯНИЮ на 1 января 1950 г.

Годы рождения	Возраст в исполнившихся годах	Холостяки	Женатые	Вдовцы	Разведенные
...	...	...	...	...	...
1924—1920	25—29	605 389	1 089 336	4 376	14 043
1919—1915	30—34	208 298	707 398	4 754	18 935
1914—1910	35—39	237 018	1 213 586	14 033	44 826
...	...	...	...	...	...

На основе этих данных находим:

$81 + 82 + 107 + 68 + 93 + 73 + 100 + 88 + 122 + 214 = 1028$ браков вдовцов в возрасте от 30 до 35 лет при средней численности мужчин-вдовцов в той же возрастной группе $(5577 + 4754) : 2 = 5165$. Отсюда находим коэффициент брачности мужчин-вдовцов этой возрастной группы в 1949 г.:

$$\frac{1028}{5165} = 199^0/_{00}.$$

Следует заметить, что различные коэффициенты брачности по возрастам исчисляются путем исчисления отношения числа заключенных браков к численности «бракоспособных», т. е. лиц, могущих вступить в брак; вполне очевидно, что это ограничение нужно, когда мы исчисляем коэффициент брачности холостяков, вдовцов или разведенных. Когда же мы исчисляем общий коэффициент брачности, необходимо, чтобы вся совокупность браков сопоставлялась со всей совокупностью холостяков, вдовцов и разведенных (иначе говоря, со всем населением данной возрастной группы, за исключением женатых).

Недостаточность коэффициентов по возрастам

При исчислении какого-нибудь возрастного коэффициента, например возрастного коэффициента смертности, мы прежде всего задаемся целью насколько возможно точно учесть число случаев смерти, которые произошли в рассматриваемом возрасте [1] в течение данного года.

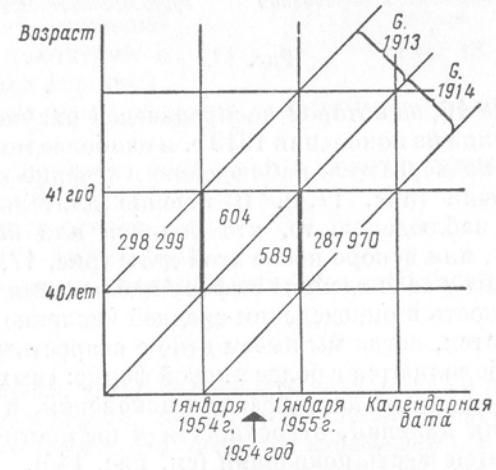

Рис. 16.

Чтобы иметь относительное измерение этого явления, мы должны относить абсолютное число случаев смерти, происшедших в указанном возрасте, к средней численности изучаемого населения; но нужно признать, что это понятие недостаточно определенно. Оно соответствует нашей потребности узнать, какова в данном возрасте численность людей, которые могут умереть в течение

[1] Имеется в виду возраст в исполнившихся годах; это означает, что речь идет о смертях, происшедших между двумя последовательными годовщинами со дня рождения. Например, умершие в 40 лет — это все случаи смерти, которые произошли между 40-й и 41-й годовщиной со дня рождения умерших.

данного календарного года. Хотя эта совокупность людей вообще довольно мало варьирует в течение года, все же это не одни и те же люди, подвергающиеся риску умереть на протяжении всего года. В каждый момент отдельные лица выходят из сферы нашего наблюдения, потому что они вышли за пределы возраста, которым мы интересуемся; одновременно в каждый момент новые лица входят в сферу нашего наблюдения, потому что они достигли того возраста, который служит предметом нашего наблюдения. Это ясно видно на диаграмме Лексиса.

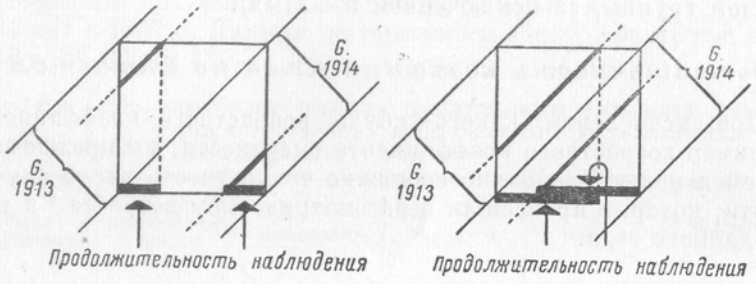

Рис. 17.

На рисунке 16, на котором воспроизведен рисунок 13б, наиболее пожилые лица из поколения 1913 г. и наиболее молодые из поколения 1914 г. подвергаются наблюдению в течение короткого промежутка времени (рис. 17,*а*). В течение длительного времени подвергаются наблюдению те, кто родился или незадолго до 1 января 1914 г., или вскоре после этой даты (рис. 17, *б*).

Эти «выходы» и «вхождения» в сферу наблюдения и обусловленная ими неточность в определении средней численности населения снова встречаются, когда мы имеем дело с возрастными группами, но здесь они проявляются в более мягкой форме: «выходы» и «вхождения» касаются только двух крайних поколений, в то время как для наблюдения явлений, относящихся к пятилетней возрастной группе, требуется шесть поколений (см. рис. 14б).

Один из способов устранения этого неудобства состоит в том, что мы наблюдаем явления по поколениям; но в таком случае нужно отказаться от измерения смертности, плодовитости и брачности по точным возрастам.

Коэффициенты по поколениям

Разберемся в этом понятии на примере коэффициента смертности.

Что нужно понимать под «*коэффициентом смертности поколения*» в 40 лет в 1954 г.?

Все лица, которые достигают своей 40-й годовщины в 1954 г., принадлежат к поколению 1914 г. (Это те, чьи линии жизни пересекают вертикальную линию LN на рисунке 18.)

Случаи смерти среди людей этого поколения в течение 1954 г. происходят или до их 40-й годовщины (т. е. в возрасте 39 исполнившихся лет и в треугольнике LMN), или же после достижения 40 исполнившихся лет (эти случаи смерти попадают в треугольник LNP). Можно сказать, что «в среднем» они происходят в 40 лет, т. е. или немного раньше, или немного позже 40-летней годовщины.

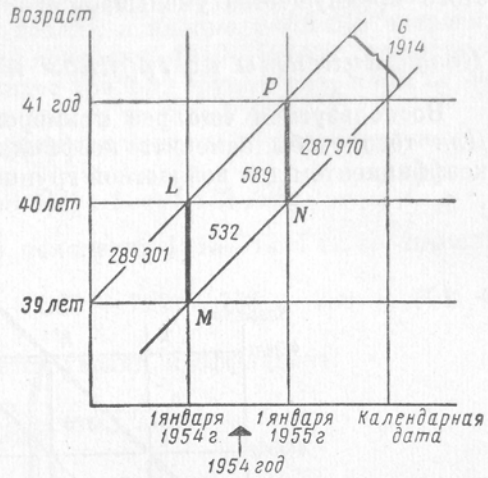

Рис. 18.

В коэффициенте по поколениям мы относим число смертей в параллелограмме $LMNP$ к средней из населений в LM и в PN (т. е. к средней численности данного поколения в течение данного периода).

Необходимые нам цифровые данные имеются на рис. 18. Мы получаем:

средняя численность поколения в течение периода составляет:
$(289\,301 + 287\,970) : 2 = 288\,635$;
число случаев смерти
$532 + 589 = 1121$.

Отсюда получаем соответствующий коэффициент:

$$\frac{1121}{288\,635} = 3{,}9^0/_{00}.$$

Таким образом, здесь смертность изучается по возрасту, определенному менее строго, чем при исчислении коэффициента между точными возрастами [1]. Но зато она наблюдается в группах населения, вполне четко отграниченных и находящихся в сфере наблюдения в течение всего изучаемого календарного года. Это преимущество особенно существенно в тех случаях, когда мы хотим изучать

[1] С другой стороны, можно заметить, что для данного возраста смерти, учитываемые при исчислении коэффициента смертности по поколениям, происходят в несколько более молодых возрастах, чем смерти, входящие в исчисление коэффициента между двумя точными возрастами. Вследствие этого коэффициенты по поколениям будут несколько выше, чем соответствующие им коэффициенты между двумя точными возрастами, если они относятся к такому периоду жизни человека, когда смертность с возрастом уменьшается (приблизительно от 0 до 11 лет); напротив, для периода жизни, когда смертность с возрастом увеличивается (т. е. после 11 лет), коэффициенты по поколениям будут несколько ниже, чем коэффициенты между двумя точными возрастами. Так, например, коэффициент смертности для 40 лет, исчисленный между двумя точными возрастами, составит $4{,}1^0/_{00}$, а исчисленный по поколению — только $3{,}9^0/_{00}$.

смертность (или рождаемость) за один год возраста. Если же изучению подлежит не один год возраста, а несколько, то значение этого преимущества уменьшается.

Коэффициенты по группам поколений

Воспользуемся еще раз примером в отношении смертности. Для того чтобы заменить коэффициент указанного выше типа коэффициентом для возрастной группы от 40 до 44 лет, рассматри-

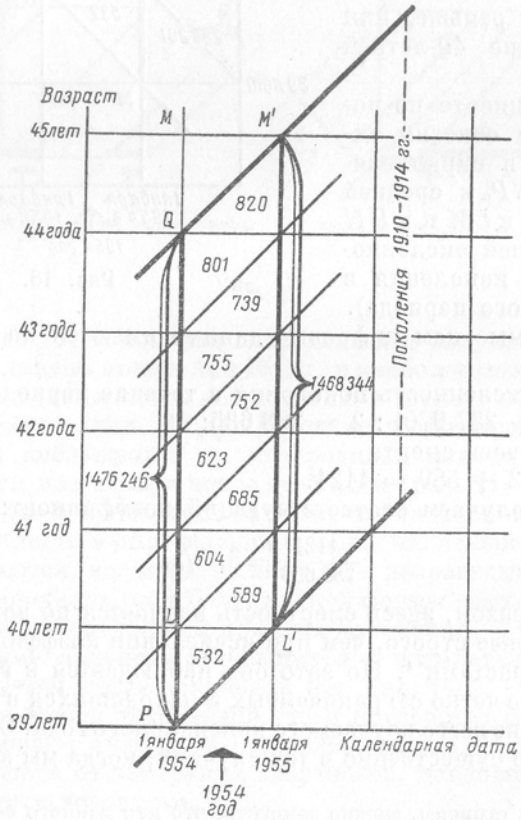

Рис. 19.

ваемые поколения мужчин должны состоять из лиц, достигающих возраста от 40 до 44 лет в течение изучаемого года. Эти поколения «в среднем» будут иметь от 40 до 44 лет в течение 1954 г.

Как можно видеть, речь идет о поколениях 1910—1914 гг. Учитывая этот факт, мы вместо случаев смерти в прямоугольнике $LML'M'$ подставляем случаи смерти в параллелограмме $PQL'M'$ (см. рис. 19).

Для нашего расчета необходимо знать:

общую численность группы поколений 1910—1914 гг. по состоянию на 1 января 1954 г. (иначе говоря, группу возрастов от 39 до 43 лет в исполнившихся годах), а именно 1 476 246 человек;

общую численность группы поколений 1910—1914 гг. по состоянию на 1 января 1955 г. (иначе говоря, группу возрастов от 40 до 44 лет в исполнившихся годах), а именно 1 468 344.

Отсюда мы получаем среднюю численность за рассматриваемый период:

$$(1\,476\,246 + 1\,468\,344) : 2 = 1\,472\,295;$$

число смертей в группе поколений 1910—1914 гг. в течение 1954 г. составляет:

$$532 + 589 + 604 + 685 + 623 + 752 + 755 + 739 + 801 + 820 = 6900.$$

Отсюда получаем соответствующий коэффициент:

$$\frac{6900}{1\,472\,295} = 4{,}7‰.$$

Этот коэффициент несколько ниже того, который подсчитан исходя из другого определения (4,9‰).

Преобразование подобных коэффициентов в соответствующие коэффициенты плодовитости и брачности не вызывает трудностей.

Какую категорию коэффициентов применять?

Предпочтение следует отдать коэффициенту по поколениям или по группам поколений, так как при этом не возникает никакой неясности относительно изучаемого населения.

Не только само определение в данном случае является более понятным, но мы при этом избегаем некоторых трудностей, с которыми иногда сталкиваемся при применении коэффициента между двумя точными возрастами.

Допустим, мы хотим исчислить коэффициент брачной плодовитости для 29, 30 и 31 года во Франции в 1949 г. Обозначим эти коэффициенты через f_{29}, f_{30}, f_{31}.

Необходимые нам данные имеются на рис. 20.

Мы получаем:

$$f_{29} = \frac{\frac{26\,017 + 17\,795}{164\,641 + 278\,213}}{2} = \frac{43\,812}{221\,427} = 198‰;$$

$$f_{30} = \frac{\frac{12\,028 + 12\,615}{148\,434 + 167\,776}}{2} = \frac{24\,643}{158\,105} = 156‰;$$

$$f_{31} = \frac{\frac{11\,594 + 10\,421}{131\,872 + 150\,406}}{2} = \frac{22\,015}{141\,139} = 156‰.$$

Судя по этим показателям, плодовитость представляется стабильной между 30 и 31 годами, в то время как перед 30 годами она начала понижаться.

Вместе с тем мы наверняка переоцениваем фактическую плодовитость в возрасте 29 лет, так как смешиваем в нашем исчислении замужних женщин двух соседних поколений [1]. Между тем численность женщин в этих двух группах весьма неравна (164 641 и 278 213), причем более многочисленная из этих двух групп при прочих равных условиях имеет в среднем несколько более высокую плодовитость, потому что она несколько моложе [2].

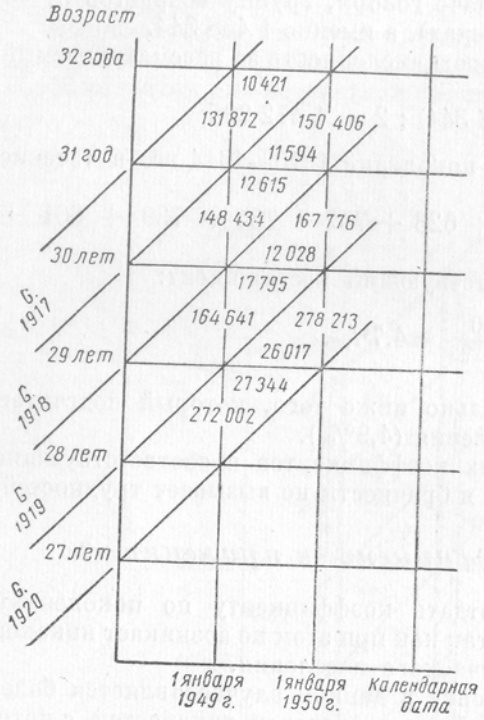

Рис. 20.

Мы переоцениваем также, хотя и в значительно меньшей степени, плодовитость в возрасте 30 лет и 31 года, и это происходит по той же причине.

К этой первой причине ошибок присоединяется еще другая: рождения детей женщинами поколения 1919 г., происходившие в течение 1949 г., очень неравномерно распределены между двумя треугольниками диаграммы Лексиса (17 795 и 12 028) [3], и это обстоятельство при прочих равных условиях снижает показатели плодовитости женщин в 30 лет при исчислении коэффициента между двумя точными возрастами.

[1] Речь идет о поколениях женщин, родившихся в течение одного и того же года (в нашем примере 1919 г. или 1920 г.) и из числа которых мы принимаем в расчет только тех, которые были замужем по состоянию соответственно на 1 января 1949 г. и на 1 января 1950 г.

[2] Чтобы лучше понять эти объяснения, вспомним, что брачная плодовитость супругов, практикующих добровольное ограничение рождаемости, с возрастом уменьшается. Для более точного анализа этого явления мы отсылаем к главе о рождаемости.

[3] Эта особенность присуща не только 1949 г.; она наблюдается в каждом году, когда рассматривается плодовитость поколения женщин, родившихся в 1919 г. Это связано с тем, что рождения 1919 г. довольно сильно сконцентрированы в конце года (на последние три месяца года приходится 35% общего числа рождений за год вместо 25% при равномерном распределении); это было следствием возвращения мужчин, мобилизованных во время первой мировой войны. Поэтому в поколении 1919 г. удельный вес женщин, которые будут родить до своей годовщины со дня рождения, более высок, чем обычно. Отсюда и большое скопление рождений в нижнем треугольнике Лексиса (17 795 рождений против 12 028).

В поколении 1915 г. наблюдается противоположное явление — сильное скопление рождений в течение трех первых месяцев года; это — результат мобилизации мужчин.

Если же коэффициенты исчисляются по поколениям (обозначим их f'_{29}, f'_{30}, f'_{31}, . . .), то все неудобства устраняются. Мы получаем:

$$f'_{29} = \frac{27\,344 + 26\,017}{\frac{272\,002 + 278\,213}{2}} = \frac{53\,361}{275\,108} = 194^0/_{00};$$

$$f'_{30} = \frac{17\,795 + 12\,098}{\frac{164\,641 + 167\,776}{2}} = \frac{29\,823}{166\,209} = 179^0/_{00};$$

$$f'_{31} = \frac{12\,615 + 11\,594}{\frac{148\,434 + 150\,406}{2}} = \frac{24\,209}{149\,420} = 162^0/_{00}.$$

При таком расчете отмеченные выше аномалии уже устранены. Становится ясным, что коэффициент брачной плодовитости для женщин в 29 лет (*точно* в 29 лет) в 1949 г. несколько ниже, чем исчисленный по первому варианту подсчета ($198^0/_{00}$) [1]. Напротив, f'_{30}, равный $156^0/_{00}$,— это заниженный показатель, так как он меньше f'_{31} ($162^0/_{00}$), который образует низшую границу [2].

Коэффициенты по поколениям или по когортам являются не только лучшими измерителями, но одновременно и лучшими орудиями анализа. Отлично индивидуализируется роль отдельных поколений или когорт в определении плодовитости какого-либо одного года; они позволяют выделить то, что в этой плодовитости зависит от условий, присущих самому изучаемому году, с одной стороны, и что связано с прошлым различных изучаемых поколений и когорт — с другой.

В действительности же необходимость выбора между двумя категориями показателей может возникнуть очень редко, так как, во-первых, данные, которые вообще делают возможным такой выбор (двойная классификация явлений по когортам и по промежуткам времени), существуют лишь в немногих странах и даже в Англии и в США их нет; во-вторых, при любом состоянии материалов вопрос о таком выборе не возникает, так как значительное число исследований не требует для своего выполнения такой точности.

Но все же, если необходимо сопоставление между различными странами, то следует проверить, каким типом коэффициента поль-

[1] Поскольку f'_{29} относится к женщинам, которым в среднем 29 лет, а f_{29} относится к женщинам, которым в среднем 29,5 года, а также учитывая сказанное в примечании 2 на стр. 56.

[2] Здесь следует применить соображения, изложенные в предыдущем примечании.

зуются в сравниваемых странах. Так, например, французские коэффициенты, которые фигурируют в статистических данных о движении населения, публикуемых Национальным институтом статистики и экономических исследований,— это коэффициенты по группам поколений; они отличаются от большей части иностранных коэффициентов, которые исчисляются по группам возрастов.

Вероятностные коэффициенты

Эти показатели дают измерение смертности, плодовитости и брачности в когортах между двумя точными возрастами.

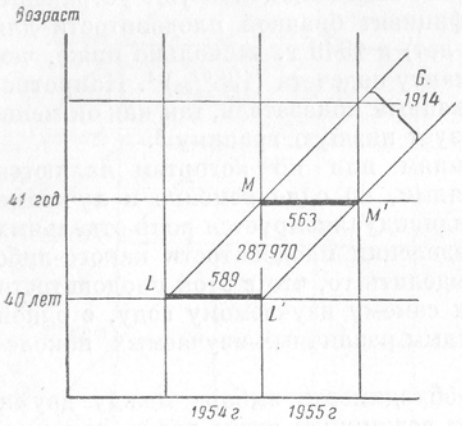

Рис. 21.

Этот тип показателей вытекает из вероятностного подхода к демографическим явлениям.

Уточним сказанное нами на примере, который опять-таки возьмем из показателей смертности.

Рассмотрим какое-нибудь поколение людей, например поколение людей во Франции, родившихся в 1914 г. Произведем подсчет тех из них, кто достигает 40-й годовщины со дня рождения; среди них некоторые умрут, не достигнув 41-й годовщины. Вероятность смерти в 40 лет в этом поколении — это соотношение лиц, которые после достижения 40 лет умрут до 41-й годовщины, к общему числу лиц, достигших 40 лет.

Таким образом, вероятность умереть в 40 лет весьма точно взвешивает риск смерти в изучаемой группе лиц между 40 и 41 годом.

Поколение 1914 г. достигает 40 лет в течение 1954 г. и 41 года — в течение 1955 г. (рис. 21).

Пропорция, определяющая собою показатель смертности в 40 лет, получается из следующего отношения:

$$\frac{\text{число смертей в параллелограмме } LL'MM'}{\text{общая численность на отрезке } LL'}.$$

Все, что мы здесь до сих пор говорили, предполагает, что население не подвергалось изменениям в результате внешних миграций. В противном случае требуются еще дополнительные уточнения, которые будут рассмотрены в главе о таблицах смертности.

Мы не имеем никакого другого способа *непосредственно* узнать численность поколения, достигающего точного заданного возраста

(в данном случае численность поколения, представленную отрезком LL'). Если даны условия статистического наблюдения, то мы знаем численность поколения (в более общем смысле — населения) *на данный* момент (благодаря переписи или исчислению). Иначе говоря, мы знаем, когда поток пересекает вертикальные отрезки на диаграмме Лексиса, например $L'M$ на рис. 21.

Пусть, допустим, речь пойдет о численности мужского поколения Франции, родившегося в 1914 г., по состоянию на 1 января 1955 г.; по оценке Национального института статистики и экономических исследований она составляет 287 970 человек.

Если население *замкнуто* (нет миграций), то поток, идущий сквозь LL', т. е. численность мужчин поколения, достигающего 40 лет, будет получена путем прибавления к числу 287 970 всего числа смертей из треугольника LML', иначе говоря, всех умерших в течение 1954 г. в возрасте исполнившихся 40 лет из поколения 1914 г. По данным о движении населения в 1954 г., число смертей мужчин в указанном возрасте составило 589 человек. Поэтому *исходная численность*, по отношению к которой мы измеряем риск смерти:

$$287\,970 + 589 = 288\,559 \text{ человек.}$$

Чтобы получить общее число умерших в возрасте 40 исполнившихся лет, нужно прибавить 589 смертей из треугольника $L'MM'$, т. е. умерших в течение 1955 г. из поколения 1914 г., которым в момент смерти исполнилось 40 лет. По статистическим данным о движении населения в 1955 г., число смертей мужчин этого возраста составило 563 человека. Получаем итог:

$$589 + 563 = 1152 \text{ смерти.}$$

Таким образом, показатель смертности мужчин 40 лет в поколении 1915 г. следующий:

$$\frac{1152}{288\,559} = 4{,}0‰.$$

Здесь мы только что исчислили годовой коэффициент, но можно также исчислить коэффициенты для пятилетий и десятилетий; они будут измерять риск смертности для промежутков времени в 5 лет, в 10 лет. Так, например, пятилетний коэффициент для лиц, достигших 40 лет, измеряет риск смерти на протяжении времени от 40 до 45 лет.

Из данного нами определения вытекает, что вероятностные коэффициенты базируются на подсчете по поколениям, причем для годичного показателя нужны данные за два следующих друг за другом года, а для пятилетнего — за 6 лет.

Метод исчисления вероятностного коэффициента на базе только *одного* календарного года будет рассматриваться дальше [1].

[1] Мы затронем этот вопрос уже при рассмотрении коэффициента детской смертности.

В принципе как по определениям, так и по технике исчисления остальных коэффициентов они строятся аналогично коэффициентам плодовитости и брачности. Однако измерение «риска» плодовитости и брачности требует дополнительных предосторожностей, которые будут рассмотрены в соответствующих главах.

Интерес, который представляют вероятностные коэффициенты, яснее всего проявляется при составлении особых таблиц, наиболее распространенными, а также наиболее старыми среди которых являются *таблицы смертности*.

Коэффициенты детской смертности

Этот показатель имеет целью измерение смертности в возрасте между 0 и 1 годом. Вопреки названию речь здесь идет о нахождении вероятности смерти в 0 лет.

Метод исчисления этого коэффициента тот же, что и в предыдущем параграфе. Только в данном случае нам непосредственно известен поток, идущий через отрезок прямой LL' (рис. 22), так

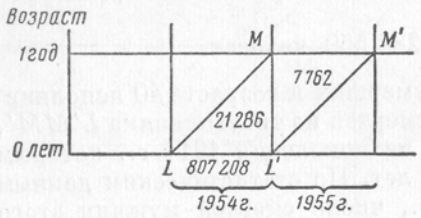

Рис. 22.

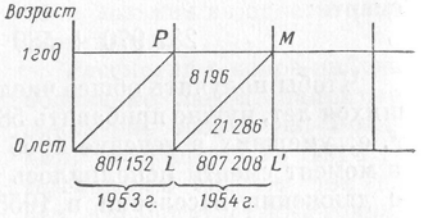

Рис. 23.

как в нашем примере речь идет о числе детей, родившихся живыми в 1954 г. (807 208 человек). Самая поздняя смерть до 1 года из числа этих новорожденных детей произойдет в конце 1955 г. На основе статистических данных о движении населения в 1954 г. и в 1955 г. мы узнаем, что число смертей в возрасте 0 лет (в исполнившихся годах) среди новорожденных 1954 г. (треугольник LML') составляет 21 286 человек и что число смертей в возрасте 0 лет (в исполнившихся годах) в 1955 г. среди новорожденных (треугольник $L'MM'$) составляет 7762 человека.

Таким образом, для поколения 1954 г. общая смертность в возрасте до одного года составляет 21 286 + 7762 = 29 048 смертей.

Отсюда получаем коэффициент детской смертности:

$$\frac{29\,048}{807\,208} = 36{,}0‰.$$

Следует отметить, что 36‰ не соответствует ни детской смертности 1954 г., ни детской смертности 1955 г.

Мы должны несколько изменить только что продемонстрированный способ исчисления (хотя в принципе он безупречен), чтобы получить измеритель детской смертности в определенный момент.

При таком измерении все смерти в возрасте до 1 года, происшедшие в 1954 г., очевидно, должны учитываться (умершие в квадрате $LPML'$ на рис. 23). Но здесь мы снова сталкиваемся с трудностью, которая уже отмечалась нами в связи с исчислением коэффициентов: с какой численностью населения сопоставлять эти числа умерших?

Методы исчисления коэффициентов детской смертности

Наиболее простой метод состоит в том, что число детских смертей за данный календарный год соотносится с числом новорожденных детей за тот же год. При таком методе, пользуясь данными из рис. 23, мы получим коэффициент детской смертности за 1954 г.:

$$\frac{21\,286 + 8196}{807\,208} = 36{,}5‰.$$

Этот метод, хотя он не вполне удовлетворителен (мы здесь соотносим известное число смертей — в данном случае из треугольника LPM — с числом рождений, которые не связаны с этими смертями), все же обычно дает вполне приемлемые результаты. Однако если колебания рождаемости от одного года к другому были значительными (например, рождаемость за 1945 и за 1946 гг. во Франции), то результаты такого сопоставления могут оказаться весьма ошибочными.

Действительно, совершенно очевидно, что количество смертей в треугольнике LPM зависит от числа рождений в течение 1953 г.

Однако число этих смертей меньше зависит от числа умерших в 1954 г., так как при прочих равных условиях смертность тем сильнее, чем моложе ребенок, а дети рождения 1954 г. в 1954 г. в среднем моложе, чем дети поколения 1953 г. в 1954 г.

Эти соображения, продолженные соответствующими расчетами, приводят к необходимости найти знаменатель для коэффициента детской смертности: например, для коэффициента за 1954 г. знаменатель может быть исчислен следующим образом:

1/3 рождений 1953 г. +2/3 рождений 1954 г. [1], что дает следующий результат:

$$\frac{801\,152 + 2 \times 807\,208}{3} = 805\,189.$$

[1] Коэффициенты 1/3 и 2/3 являются приближенными. На деле эти коэффициенты зависят от распределения умерших на протяжении первого года жизни, т. е. от распределения, которое варьирует в зависимости от уровня детской смертности. При очень низком уровне детской смертности были бы более подходящими коэффициенты 1/4 и 3/4. Однако приближенность в выборе этих коэффициентов является допустимой, так как она не влечет за собой значительной ошибки при определении коэффициента. Во Франции Национальный институт статистики и экономических исследований применяет в настоящее время коэффициенты 1/4 и 3/4.

Это приводит к очень небольшой корректировке ранее полученного коэффициента, так как

$$\frac{29\,482}{805\,189} = 36{,}6‰ \quad \text{(вместо } 36{,}5‰\text{)}.$$

В подобном случае корректировка вообще не имеет значения: напротив, для 1946 г. она полностью оправдывается (см. рис. 24).

1-й способ исчисления:

знаменатель — 840 247 рождений;

числитель — 40 884 + 16 159 = 57 043 смертей;

коэффициент детской смертности: $\frac{57\,043}{840\,247} = 67{,}9‰$.

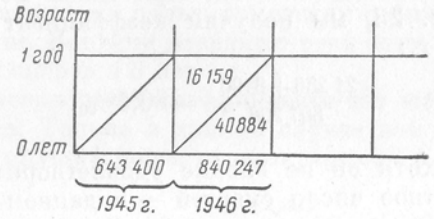

Рис. 24.

2-й способ исчисления:

знаменатель — $\frac{643\,400 + 2 \times 840\,247}{3} = 774\,631$ рождений;

числитель — 40 884 + 16 159 = 57 043 смертей;

коэффициент детской смертности — $\frac{57\,043}{774\,631} = 73{,}6‰$.

Этот метод исчисления знаменателя, называемый методом *средней взвешенной*, широко распространен в демографических подсчетах.

Исчисление коэффициентов детской смертности за промежутки времени, более короткие, чем год (квартал, месяц), требуют взвешивания числа рождений, которые будут рассмотрены в главе о смертности [1].

Коэффициенты, приведенные к году

Все показатели, о которых мы говорили в этой главе, как обыкновенные коэффициенты, так и вероятностные, исчисляются на основе периода наблюдений, равного одному году: это — годовые коэффициенты. Однако условия наблюдения или требования анализа могут иногда сделать необходимым исчисление коэффициентов за периоды или более продолжительные, или более короткие, чем год.

[1] В наших исчислениях показателей детской смертности мы не учитываем «ложных мертворожденных»; речь идет о детях, которые родились живыми, но умерли до регистрации рождения (во Франции она производится в течение трех дней) и которые поэтому регистрируются как мертворожденные. Вопрос об этой корректировке будет рассмотрен в главе о смертности.

В этих случаях порядок величины показателей претерпевает большие изменения и непосредственное сравнение таких коэффициентов с годовыми становится невозможным.

Здесь мы ограничимся лишь обычной проблемой сравнения коэффициентов, основанных на разных периодах наблюдения. Эта проблема разрешается путем *приведения показателей к году*.

Пример.

Допустим, нам нужно исчислить коэффициент смертности во Франции в течение первого квартала 1949 г.

В течение первого квартала наблюдалось 198 138 смертей.

Среднее население за тот же период может быть определено в 41 468 950 человек [1].

Путем деления мы находим коэффициент:

$$\frac{198\,138}{41\,468\,950} = 4{,}78‰.$$

Этот коэффициент значительно ниже годового коэффициента, поскольку он относится к периоду, приблизительно в четыре раза более короткому, чем год.

Привести такой коэффициент к году — значит исчислить коэффициент на базе того количества умерших, которое наблюдалось бы в течение 365 дней, если бы интенсивность смертности оставалась равной интенсивности смертности за 90 дней (31 + + 28 + 31) I квартала 1949 г.

Находим это число умерших в течение года:

$$\frac{198\,138 \times 365}{90} = 803\,741.$$

Отсюда (сохраняя ту же среднюю численность населения) находим коэффициент, приведенный к году:

$$\frac{803\,741}{41\,468\,950} = 19{,}4‰.$$

Этот коэффициент можно сопоставить с коэффициентом смертности за 1949 г., составляющим 13,7‰. Расхождение между 19,4‰ и 13,7‰ есть результат повышения смертности в зимний период [2].

Отметим здесь одно полезное понятие, которое в скрытом виде уже появилось в предшествующих исчислениях: *средняя*

[1] В статистических данных о движении населения в течение 1949 и 1950 гг. можно найти только оценки населения на 1 января 1949 г. и на 1 января 1950 г., соответственно равные 41 424 500 человек и 41 780 100 человек. Исходя из предположения, что рост населения происходил равномерно (по прямой линии), мы находим среднюю цифру населения за I квартал 1949 г.— 41 468 950 человек.

[2] Если бы год был високосным, то следовало бы исчислить, сколько смертей произойдет за 366 дней, а I квартал составлял бы не 90, а 91 день.

дневная (суточная) численность явлений в течение данного периода. Здесь это среднее дневное число смертей в течение I квартала 1949 г.:

$$\frac{198\,138}{90} = 2202.$$

Умножая это среднее дневное число на 365, мы находим (с погрешностью в несколько единиц, так как среднее однодневное число исчисляется без десятичных знаков) число смертей за год — 803 741.

Применение средних дневных показателей особенно удобно при измерении сезонных колебаний в демографических явлениях.

Общие итоги и советы

Рассмотрение коэффициентов как орудий демографического анализа мы откладываем до следующих дальше методологических глав.

Здесь же наша задача состоит прежде всего в том, чтобы дать практические способы исчисления некоторых важных показателей. Одновременно мы стремились представить технику исчисления этих показателей, по мере возможности пользуясь примерами на основе фактических статистических данных.

Читателю должно было быть интересно произвести проверку этих источников, а практические трудности начнутся во время сбора необходимых цифровых данных, разбросанных в многочисленных статистических сборниках. Читатель с пользой для себя может продолжить эту работу по проверке данных, исчисляя соответствующие коэффициенты за другие годы и по другим странам.

Резюмируя, мы скажем, что если читатель хочет овладеть этими несложными техническими приемами, необходимыми для всякой работы в области демографии, то имеет смысл изучить эту главу особенно тщательно, как изучают школьные учебники.

II. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ЯВЛЕНИЯ

1

АНАЛИЗ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ЯВЛЕНИЙ

Под *демографическими явлениями* мы понимаем рождение, смерть, заключение и расторжение браков.

Напомним, что основная часть статистической информации, относящейся к демографическим явлениям, составляет предмет статистики движения населения. Однако при проведении переписей, а также путем различных обследований можно собирать сведения, касающиеся демографических явлений, уже когда-то пережитых изучаемым населением.

Мы даем здесь несколько наблюдений общего характера о методах анализа демографических явлений.

Является ли демография наукой коэффициентов?

В прошлом изучение демографических явлений заставляло так часто прибегать к коэффициентам, что некоторым людям до сих пор кажется, что коэффициенты являются самым тонким орудием демографического анализа.

И здесь мы уделили много страниц определению коэффициентов и способам их исчисления.

Однако в действительности демографические коэффициенты, сколько бы они ни были специализированы, сами по себе не позволяют достичь наилучшего описания демографических фактов; их аналитическая способность часто бывает слабой; сами коэффициенты иногда слишком абстрактны.

Не отказываясь вообще от коэффициентов, нужно все же остерегаться механического применения этих показателей, которые в некоторых случаях с успехом могут быть заменены другими средствами.

Коэффициенты и их пределы

Общие коэффициенты смертности, рождаемости и подобные им другие, исчисление которых в большинстве случаев очень удобно, позволяют делать сопоставления несколько суммарные, но все же полезные. Сами по себе эти коэффициенты не могут давать правильного анализа явления смертности, явления рождаемости и других, но они измеряют относительное значение числа умерших, числа рождений и т. п. в изучаемых группах населения и дают возможность делать сопоставления одного года с другим в одной и той же группе. В некоторых случаях коэффициенты служат важными характеристиками демографической ситуации.

Первое уточнение состоит в том что исчисляются показатели по возрастам; это означает, что мы признаем существенную роль возраста человека в объяснении изучаемых явлений. Действительно, коэффициенты по возрастам очень важны при изучении смертности. При изучении плодовитости и брачности их сфера действия более ограниченна. Не отвергая их, следует все же отметить, что многие другие показатели нередко более пригодны для исследования и имеют бóльшее значение.

Специализация коэффициентов может идти значительно дальше: довольно часто встречается необходимость прибегать к субнаселению, для которого можно исчислять этот тип показателя. Ограничимся здесь показателями брачности. Подразделив брачность на мужскую и женскую, можно исчислять возрастные коэффициенты. Чтобы облегчить анализ, можно ограничиться лишь первыми браками, иначе говоря, исчислять коэффициент брачности холостяков. Изучение повторных браков приводит к исчислению коэффициента брачности вдовцов и вдов (по возрастам) и коэффициента брачности разведенных (по возрастам).

Такой ход действий кажется вполне логичным; и тем не менее, здесь не все сказано о брачности. В некоторых аспектах этого явления изложенный выше анализ приводит в тупик. Так, например, он не дает возможности ответить на следующий весьма естественный вопрос: каково влияние возраста, в котором овдовела женщина, на ее повторный брак?

Вероятностные коэффициенты и таблицы

Согласно определению вероятностные коэффициенты довольно существенно отличаются от общих коэффициентов. Это вызывается вероятностной концепцией демографических явлений. Вероятностные коэффициенты измеряют степень риска, например риска для лиц, достигших 20 лет, умереть между 20 и 21 годами или между 20 и 25 годами.

Их полезность проявляется прежде всего в том, что они служат базой для построения моделированных таблиц, в которых дается очень точное описание изучаемых феноменов: таковы таблицы смертности, брачности и т. п.

Наблюдения за данный период и наблюдения по когортам

Мы должны теперь провести одно различие, с которым нам постоянно придется иметь дело при рассмотрении методов анализа демографических явлений.

Условия статистического наблюдения обычно заставляют нас наблюдать явления, происходящие в течение известного промежутка времени (в большинстве случаев в течение календарного года или нескольких календарных лет) в данной группе. Такие наблюдения мы будем называть *наблюдениями за данный период времени*. Примером может служить изучение числа умерших во Франции в 1956 г.

На основе таких данных можно исчислять различные относительные показатели и коэффициенты. Но некоторые понятия, возникающие, когда мы интересуемся демографическими явлениями, не могут быть включены в такие показатели без специальных оговорок.

Так, например, мы пока не знаем, как определить и как исчислить среднюю продолжительность жизни за 1956 г. [1].

В то же время, если наше наблюдение основывается на поколении, т. е. на совокупности людей, родившихся в течение одного календарного года, и если мы имеем данные об умерших из их числа до полного исчезновения этого поколения, перед нами возникает понятие о средней продолжительности жизни; при этом для понятия коэффициента в нашем описании не находится места.

Наблюдение *по поколениям* — это частный случай метода наблюдения *по когортам*.

Под *когортой* мы понимаем совокупность людей, переживающих одно и то же демографическое явление в течение одного и того же промежутка времени, чаще всего в течение одного и того же календарного года.

Поэтому, когда идет речь о новорожденных 1956 г., мы охотнее говорим о поколении 1956 г.

Но можно говорить, например, о когорте мужчин, вступивших в брак в 1956 г., или о когорте женщин, родивших своего третьего ребенка в 1956 г.

Фиктивные когорты

Общее число умерших за календарный год, например умершие в 1956 г. во Франции, относится к людям, принадлежащим к сотне разных поколений.

Представим себе фиктивное поколение или когорту, состоящую из 10 000 или 100 000 новорожденных, и заставим это поко-

[1] Средняя продолжительность жизни за 1956 г. во всяком случае не является средней из возрастов всех людей, умерших во Франции в течение этого года. При рассмотрении таблиц смертности мы уточним, почему это совсем не так.

ление пройти все возрасты жизни, предполагая при этом, что интенсивность смертности в разных возрастах соответствует показателям смертности во Франции в 1956 г. [1].

В результате того, что наблюдения, сделанные над сотней определенных реальных поколений, переносятся на некое фиктивное поколение, мы как бы *переводим* ситуацию смертности одного года на язык, приложимый к одному поколению. Поэтому мы скажем, например, что в 1950—1951 гг. средняя продолжительность жизни мужчин во Франции составляла 63,6 года.

Мы создаем одновременно фиктивные когорты из женщин, вступивших в брак в течение одного года, которым мы придаем в зависимости от продолжительности брака показатели плодовитости, наблюдавшиеся во всей совокупности женщин в течение данного календарного года. В результате можно сказать, что в 1950 г. во Франции на один брак приходилось в среднем 2,35 ребенка.

Однако такая операция не всегда проходит без неудобств; поэтому одним из предметов анализа является определение пределов применимости этого метода.

Наблюдение реальных когорт

В современной статистике наблюдение реальных когорт в большинстве случаев является результатом сопоставления

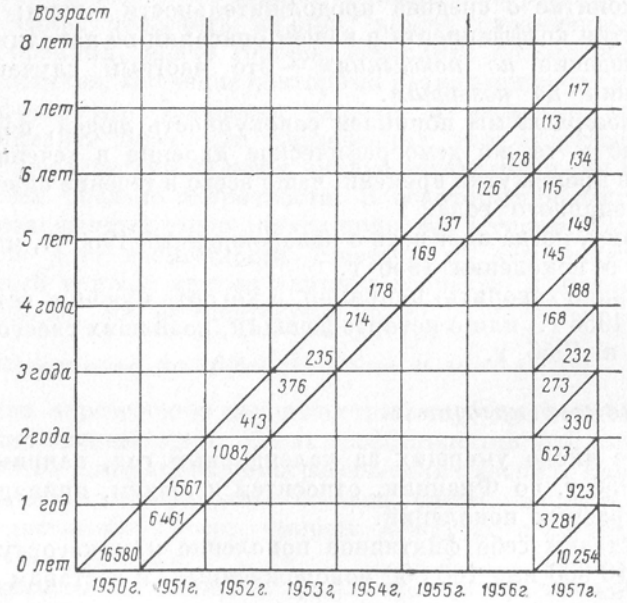

Рис. 25.

[1] Здесь мы не делаем более тонких уточнений, так как подробным рассмотрением этой проблемы будем заниматься в главе о таблицах смертности.

наблюдений, сделанных в течение нескольких следующих один за другим календарных лет.

Покажем, как сделать такое сопоставление, восстанавливая потери от смертности, понесенные мужским поколением 1950 г. (совокупность мальчиков, родившихся в 1950 г.).

В табл. 1 показано, что мы заимствуем из статистических данных за каждый год цифры о движении населения с 1950 по 1957 г.

Эти данные размещаются на диаграмме Лексиса (рис. 25).

Такой способ восстановления судьбы когорт является абсолютно общепринятым. Таким же способом мы будем действовать, если будет поставлена цель проследить структуру потомства когорты замужних женщин или изучить брачность поколения мужчин.

Отметим, что при проведении переписей или обследований вопросы, освещающие прошлое отдельных лиц (например, появление на свет детей в одной и той же семье), дают возможность непосредственного наблюдения когорт или по меньшей мере той части когорты, которая является живой в момент переписи или обследования [1].

ТАБЛИЦА 1. ФРАНЦИЯ. УМЕРШИЕ В МУЖСКОМ ПОКОЛЕНИИ 1950 г.

Статистика движения населения за годы	Возраст в момент смерти в исполнившихся годах	Число умерших
1950	0	16 580
1951	0 (до годовщины)	6 461
	1 (после годовщины)	1 567
1952	1 (до годовщины)	1 082
	2 (после годовщины)	413
1953	2 (до годовщины)	376
	3 (после годовщины)	235
1954	3 (до годовщины)	214
	4 (после годовщины)	178
1955	4 (до годовщины)	169
	5 (после годовщины)	137
1956	5 (до годовщины)	126
	6 (после годовщины)	128
1957	6 (до годовщины)	113
	7 (после годовщины)	117

Источники: 1950—1951, I. N. S. E. E. — Statistique du mouvement de la population, Paris 1956.
1952—1957, квартальные приложения к Bulletin mensuel de Statistique.

[1] Однако такое наблюдение сопряжено с некоторым искажением в той мере, в какой не охваченные переписью или обследованием лица (умершие, эмигранты) имеют характеристики, отличные от характеристик лиц, охваченных переписью или обследованием. Мы еще вернемся к этим примерам, когда будем изучать плодовитость.

Продольный анализ и поперечный анализ

Если демографический анализ применяется к явлениям, пережитым одной и той же когортой, то мы говорим, что осуществляется *продольный* анализ. Так, например, в предыдущем параграфе мы собрали данные, позволяющие сделать продольный анализ смертности мужчин поколения 1950 г. В этом случае говорят также об анализе по *когорте* или по *поколению*.

Если же анализ относится к категории явлений, пережитых совокупностью различных когорт в течение одного года (или нескольких лет), то мы говорим о *поперечном* анализе. С помощью поперечного анализа можно рассматривать, например, смерти, происшедшие в течение 1957 г.; эти смерти происходили в сотне разных поколений; в этом случае говорят также об анализе за данный промежуток времени.

На диаграмме Лексиса (см. рис. 25) явления, объединенные для продольного анализа, размещаются в «наклонной дорожке», а те, которые объединены для поперечного анализа,— в «вертикальной дорожке».

Наиболее общая схема в демографии

Мы обязаны Луи Анри (Louis Henry) очень плодотворным способом анализа демографических явлений.

В демографии почти всегда представляет интерес установление связи между наблюдаемым явлением и явлением, которое ему непременно предшествовало.

Так, например, можно рассматривать следующее:

смерть как явление последующее по отношению к рождению;

первый брак как явление последующее по отношению к рождению или к достижению минимального возраста, позволяющего вступать в брак;

вторичное вступление в брак как явление последующее по отношению к распаду первого брака (при этом должно проводиться разграничение между вдовством и разводом);

рождение первого ребенка как явление последующее по отношению к вступлению в брак;

рождение второго ребенка как явление последующее по отношению к рождению первого ребенка;

рождение ребенка $(n + 1)$-го порядкового номера как явление последующее по отношению к рождению ребенка n-го порядкового номера и т. п.

Мы здесь даем только самую общую схему. Каждый из вышеприведенных случаев будет более подробно освещен при изучении соответствующих демографических феноменов. Лишь в качестве иллюстрации мы приведем здесь описание показателей брачности женщин-вдов.

Если мы ставим своей целью изучение повторного брака овдовевших женщин как факта, который служит явлением, следующим за потерей мужа, то у нас возникает вопрос:

сколько женщин (из 1000), овдовевших в течение определенного года, вновь вступает в брак?

Однако общий ответ на этот вопрос не будет иметь большого значения, так как возрасты овдовевших женщин очень различны. Поэтому наша первая задача в данном случае состоит в том, чтобы изучить удельный вес вторичного вступления в брак женщин, овдовевших в *определенном возрасте*. Так, например, можно спросить: каков удельный вес вторичного вступления в брак женщин, ставших вдовами в возрасте от 25 до 30 лет? Мы уже исследовали этот вопрос ранее (см. Population № 1, janviér — mars 1956) и получили результат — 69%.

Возникает дополнительный вопрос: как распределяются промежутки времени между потерей мужа и вторичным вступлением в брак женщин, овдовевших в возрасте от 25 до 29 лет? В несколько менее ясных, но легко понятных терминах это можно формулировать еще и так: через сколько времени женщины, овдовевшие в 25—29 лет, снова выходят замуж?

Более глубокое изучение вопроса о вторичном вступлении в брак показывает, что промежуток времени между потерей мужа и вторичным вступлением в брак мало меняется для всех женщин моложе 45 лет.

Из 100 женщин, овдовевших между 20 и 45 годами, вновь вступают в брак:

5,0 — на 1-м году вдовства;
18,0 — на 2-м году вдовства;
14,5 — на 3-м году вдовства;
12,0 — на 4-м году вдовства;
9,3 — на 5-м году вдовства;
7,2 — на 6-м году вдовства и т. д.

Обобщая это распределение промежутков времени между потерей супруга и повторным вступлением в брак, мы можем приближенно исчислить среднюю: средний промежуток времени между потерей мужа и повторным вступлением в брак в данном случае составляет 5,5 лет (см. рис. 26).

Выразим в наиболее общих терминах основной смысл изображенного здесь исследования.

Каждое демографическое явление B (в данном случае повторное вступление в брак вдов) может изучаться как явление последующее по отношению к другому, ранее происходившему явлению A, которое должно быть правильно выбрано (в данном случае потеря мужа).

Для полного описания перехода от A к B требуется знание, во-первых, удельного веса лиц, которые, пережив явление A, переживут явление B (здесь удельный вес вдов данной возрастной группы, которые вновь вступают в брак), и, во-вторых, знание распределения промежутков времени между явлением A и явлением B (здесь распределение промежутков времени между потерей мужа и повторным вступлением в брак).

Необходимо заметить, что это описание производится на основе продольного анализа. Но как совокупность умерших за один год может служить для определения средней продолжительности жизни и характеристикой смертности за этот год, точно так же можно рассматривать различные демографические данные за какой-либо год, чтобы прийти к аналогичным результатам в той форме, модель которой мы только что изобразили.

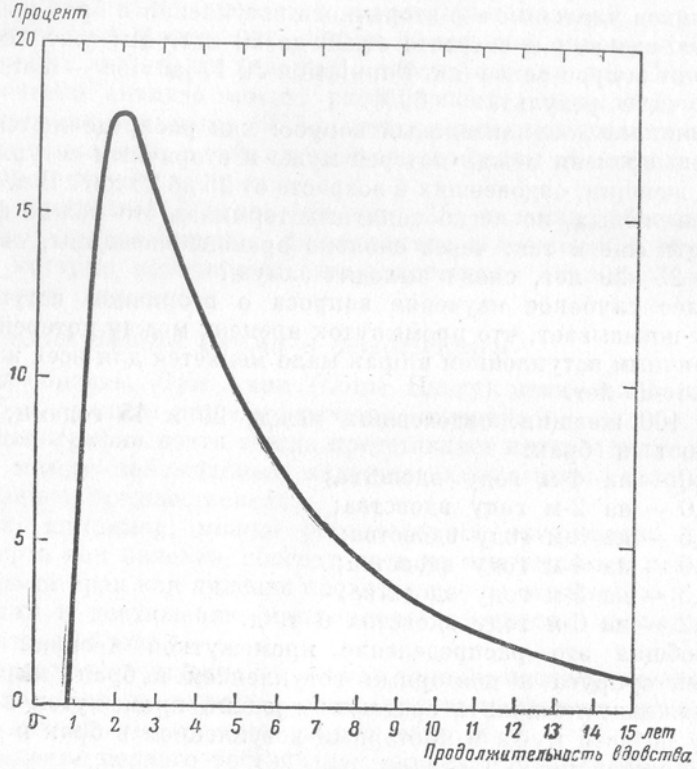

Рис. 26. Распределение вторичных браков вдов по продолжительности промежутка времени, протекшего с момента потери мужа (на 100 вторичных браков женщин, овдовевших в возрасте между 20 и 45 годами).

Этот способ описания очень много дает. Результаты, к которым мы пришли, таким путем исследуя брачность вдов, имеют более богатое содержание, чем то, которое может дать применение даже наиболее тщательно составленных коэффициентов. Возьмем, например, таблицы брачности за 1925—1927 гг. Какое глубокое значение имеет сопоставление брачности вдов в возрасте 22 лет (возраст, в котором коэффициент явился максимальным), составляющей только 13,9‰, с брачностью незамужних женщин в таком же возрасте, достигающей 21,6‰ (что также является максимальным коэффициентом).

2

СМЕРТНОСТЬ

В течение долгого времени изучение смертности служило образцом для изучения других демографических явлений (брачности, рождаемости и т. д.).

От такого упрощенного отождествления методов анализа в настоящее время уже отказались. Но все же остается в силе тот факт, что некоторые элементарные способы обработки данных являются общими как для смертности, так и для других демографических явлений. Поскольку, с другой стороны, изучение смертности не требует применения слишком сложных методов, нам кажется целесообразным начать с нее.

Общий коэффициент смертности; его изменения во времени и пространстве

Напомним, что общий коэффициент смертности представляет собой отношение числа умерших всех возрастов в течение определенного периода (чаще всего года) к средней численности населения за тот же период (см. стр. 37).

Для «достатистической» эпохи, т. е. до 1800 г., трудно определить точный уровень смертности. Даже наиболее достоверные сведения того времени (приходские записи) не дают возможности точно определять показатели смертности.

Представляется несомненным, что *средний* общий коэффициент смертности в 45—50‰ должен был составлять некий предел, который не мог бы быть превышен без того, чтобы данное население не было поставлено под угрозу вымирания. То, что нам известно о плодовитости, позволяет считать пределом максимальной рождаемости те же самые показатели, т. е. от 45 до 50‰ и в исключительных случаях — до 55‰. Но мы, конечно, говорим здесь о *среднем* общем коэффициенте смертности, который является средневзвешенным результатом «нормальной» смертности, без катастроф, которая, можно считать, составляла 30—35‰, и исключительно высокой смертности в годы эпидемий, войны или голода. Такие резкие повышения коэффициента смертности были характерны в прошлом. Их еще можно было наблюдать в западных странах в начале статистической эры и сравнительно недавно в слаборазвитых странах.

Понижение смертности на Западе было выдающимся демографическим явлением XIX в. Прежде всего все реже наблюдаются голодные годы и смягчается их суровость (во Франции голод исчез уже начиная с XVIII в.); то же самое происходило и с эпидемиями. Кривая колебаний общего коэффициента смертности постепенно выравнивается в результате исчезновения резкого повышения смертности от случайных неблагоприятных причин [1], причем одновременно наблюдается ее общее понижение. Это понижение смертности ускорилось начиная с 1900 г., хотя оно и тормозилось прогрессирующим старением населения в западных странах.

Чтобы иллюстрировать общую схему этой эволюции, обратимся к рис. 27, на котором изображена динамика смертности в Швеции. Она может быть прослежена начиная с 1749 г.

В центральных средиземноморских странах Европы и в Восточной Европе снижение смертности происходило более поздно: оно началось там лишь в конце XIX в.

Наконец, подвергаясь этой эволюции, показатели смертности в слаборазвитых странах также стали понижаться после первой мировой войны: если в начале смертность в этих странах достигала 30‰ и более, то в настоящее время она редко превышает 20‰. Иными словами, в слаборазвитых странах эта эволюция происходила значительно быстрее, чем в Западной Европе.

Если неуклонное сокращение смертности в таких странах, как Франция и Англия, есть результат соединенного прогресса науки, экономики, медико-социальных условий и культурного уровня населения, то снижение смертности в слаборазвитых странах в значительной степени является результатом медицинской помощи, оказываемой извне. Таким образом, современной медицине удается продлить жизнь населения в слаборазвитых странах, хотя уровень жизни населения остается там почти неизменным. Это происходит потому, что борьба с некоторыми причинами смерти (особенно с такими серьезными эпидемическими заболеваниями, как чума, холера, оспа, болотная лихорадка), которые вызывают большие потери человеческих жизней, стала более доступной и менее дорогой благодаря применению новейших средств (вакцинация, ДДТ и т. п.).

Табл. 1 позволяет быстро произвести общее обозрение существующей ситуации. Мы здесь приводим цифры лишь по тем странам, в которых соответствующие данные являются наиболее надежными.

Неполная регистрация случаев смерти имеет настолько широкий характер, что мы не можем помещать в таблицу данные о смертности в мусульманских странах [2] (по ним можно ориенти-

[1] Оставляя в стороне повышение смертности, вызванное войной.

[2] Под мусульманскими странами автор имеет в виду ОАР, Алжир, Турцию, Иран, Афганистан и некоторые другие государства Азии и Африки.— *Прим. ред.*

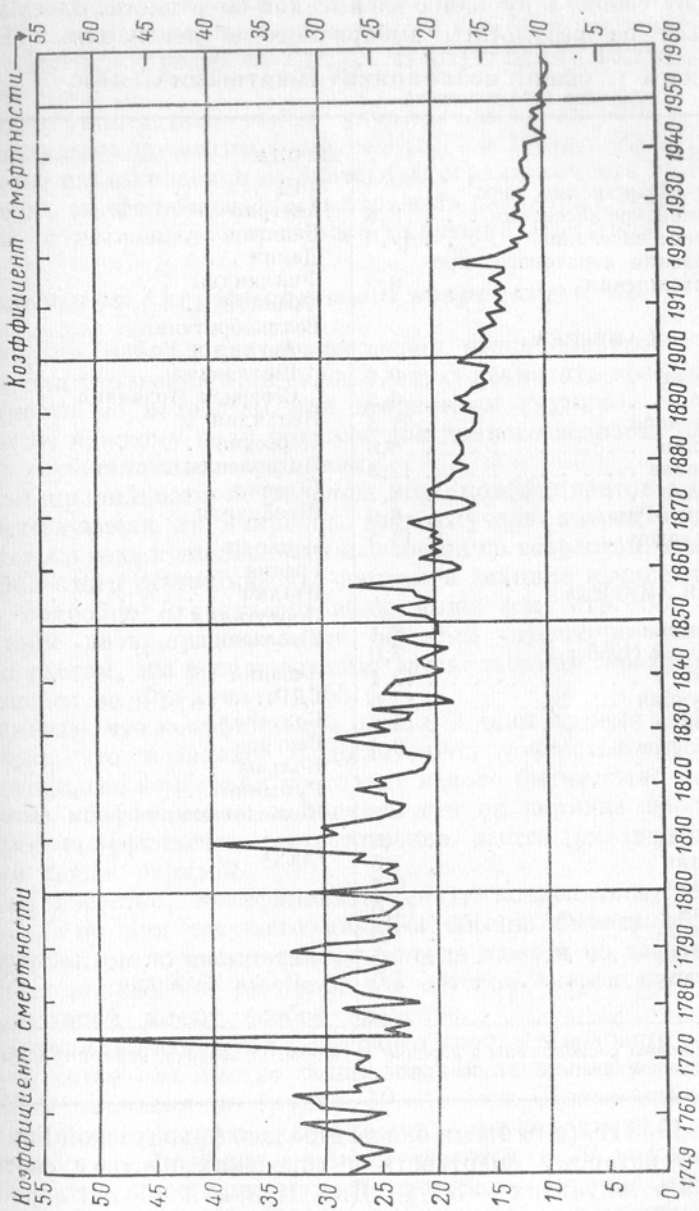

Рис. 27. Эволюция общего коэффициента смертности в Швеции.

ровочно принять общий коэффициент порядка 20‰) и в странах Черной Африки, которые в настоящее время, по-видимому, представляют собою зону наиболее высокой смертности. Здесь можно сослаться на результаты выборочного обследования в Гвинее

ТАБЛИЦА 1. ОБЩИЙ КОЭФФИЦИЕНТ СМЕРТНОСТИ в 1958 г. (на 1000 человек)[1]

АФРИКА	
Южно-Африканский союз	
европейское население	8,6
цветное население	17,0
население азиатского происхождения	8,2
СЕВЕРНАЯ АМЕРИКА	
Канада	7,9
США	9,5
Гватемала	21,3
Ямайка	8,8
Мексика	12,5
Панама	8,7
Пуэрто-Рико	6,9
Сальвадор	13,5
ЮЖНАЯ АМЕРИКА	
Аргентина	8,1
Уругвай (1956 г.)	7,0
Чили	12,1
Колумбия	12,8
Эквадор	15,2
Венесуэла	9,4
АЗИЯ	
Израиль	5,9
Япония	7,5
Цейлон	9,7
Китай	13,0
Тайвань	7,6
Гонконг	7,5
Сингапур	7,0
ЕВРОПА	
ФРГ	10,8
Австрия	12,2
Бельгия	11,7
Дания	9,2
Финляндия	8,9
Франция	11,2
Великобритания	11,7
Англия и Уэлс	11,7
Шотландия	10,8
Северная Ирландия	12,0
Ирландия	12,0
Норвегия	8,9
Нидерланды	7,5
Швеция	9,6
Швейцария	9,5
Испания	8,7
Греция	7,1
Италия	9,4
Португалия	10,2
Югославия	9,2
Албания	9,3
ГДР	12,5
Болгария	7,9
Венгрия	9,9
Польша	8,4
Румыния	8,7
Чехословакия	9,3
СССР	7,2
Австралия	8,4
Новая Зеландия	8,9

[1] Страны расположены в порядке латинского алфавита, как они даны во французском издании. — *Прим. ред.*

в 1954—1955 гг. (в то время она называлась французской Гвинеей), согласно которому смертность в городских центрах составила 27‰, а в джунглях — 36‰. Для Индии наиболее вероятным можно считать коэффициент, близкий к 20‰.

Оставляя в стороне слаборазвитые страны, в которых сохранилась высокая смертность, коэффициенты смертности, вообще говоря, колеблются в сравнительно узких пределах.

Франция с ее коэффициентом, равным 11,2‰, находится в неблагоприятном положении, так как она стоит позади стран, санитарное состояние которых заведомо ниже, чем во Франции (некоторые страны средиземноморского бассейна, например Испания — 8,7‰, Греция — 7,1‰, Португалия — 10,2‰, Югославия — 9,2‰).

Может показаться также удивительным, что США (9,4‰) имеют худшие показатели смертности, чем Пуэрто-Рико (6,9‰). Здесь мы наталкиваемся на известную ограниченность этого коэффициента, на его неспособность отражать различный «риск смерти» *в связи с различием возрастных структур населения*.

Структура смертности по возрасту и полу

Текущее наблюдение подтверждает связь смертности и возраста; для уточнения этой связи следует исчислять коэффициенты смертности по возрастам или возрастным группам. Отдельный расчет по каждому полу покажет для данного возраста различия между мужчинами и женщинами.

Для правильного исчисления этих коэффициентов требуется соответствующая группировка всех случаев смерти в течение изучаемого года и численности населения по возрастам. Необходимые для этого статистические данные и техника исчисления уже были подробно охарактеризованы выше (см. стр. 38).

Чтобы дать представление об этой структуре смертности по возрастам, мы воспроизводим здесь таблицу коэффициентов смертности во Франции в 1955 г.

Заметим, что коэффициенты в табл. 2 даны с тремя значащими цифрами, что позволяет с достаточной точностью проследить относительные изменения по годам, каково бы ни было цифровое значение коэффициента; в зависимости от порядка переменных величин коэффициента соответственно дается различное число знаков после запятой.

Как известно, коэффициенты могут исчисляться по годам возраста, но для текущего анализа обычно бывает достаточно коэффициентов по пятилетним, а иногда даже и по десятилетним группам; исключение делается для детской смертности, показатели которой имеют особое значение.

Смертность начинается с высокого уровня в возрасте до 1 года (0 лет), затем она быстро понижается и достигает своего минимального значения в группе 10—14 лет. Далее наблюдается непрерывное повышение смертности, причем уровень детской смертности во Франции вновь достигается к 70 годам.

Во всех возрастных группах смертность мужчин превышает смертность женщин. Это явление *повышенной смертности мужчин* измеряется путем деления коэффициента мужской смертности на коэффициент женской смертности и умножения полученного частного на 100. Полученный от этого деления показатель может

ТАБЛИЦА 2. ФРАНЦИЯ. ВОЗРАСТНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ СМЕРТНОСТИ (на 1000 человек) МУЖСКОГО И ЖЕНСКОГО ПОЛА в 1955 г.

Возраст (в годах)	Мужской	Женский	Превышение мужской смертности над женской (женская смертность — 100)
0	38,2	30,1	127
1—4	1,91	1,71	112
5—9	0,501	0,385	130
10—14	0,470	0,286	164
15—19	1,02	0,495	206
20—24	1,56	0,753	207
25—29	1,90	1,05	181
30—34	2,31	1,37	169
35—39	3,12	1,94	161
40—44	4,66	2,80	166
45—49	7,49	4,18	179
50—54	11,8	6,15	192
55—59	17,7	8,87	200
60—64	26,0	13,6	191
65—69	38,2	22,0	174
70—79	74,9	49,7	151
80 и более	183	147	124

быть легко объяснен: в нашем примере, относящемся к Франции, для группы 10—14 лет мы имеем относительный показатель 164; это означает, что коэффициент мужской смертности для данной возрастной группы на 64% превосходит соответствующий коэффициент женской смертности.

Иначе это может быть выражено еще и так: при наличии двух *равных по численности* групп населения в возрасте 10—14 лет на 100 умерших женского пола в среднем приходится 164 умерших мужского пола.

Повышенная смертность мужчин варьирует в зависимости от возраста и от страны [1]; несколько дальше мы еще вернемся к вопросу о перевесе мужской смертности во Франции. Уточним, что понятие повышенной смертности, или перевеса в смертности, имеет очень широкий смысл: оно может относиться к любой группе населения, у которой уровень общей смертности или смертности по какой-нибудь определенной причине выше, чем смертность в одной или в нескольких других группах. Можно говорить, например, вообще о повышенной смертности во Франции (подразумевая, например, сравнение с Голландией или со Швецией);

[1] Это явление вообще нельзя считать абсолютно всеобщим. В частности, до начала XX в. во многих европейских странах наблюдался перевес женской смертности по нескольким молодым возрастным группам.

также можно говорить о повышенной смертности от туберкулеза у студентов (по сравнению, например, со смертностью от туберкулеза в совокупности молодых людей того же возраста, но не студентов).

Более подробное рассмотрение показателей смертности по возрастам в разных странах и изучение их эволюции потребовали бы очень значительного уклонения в сторону. К тому же эти

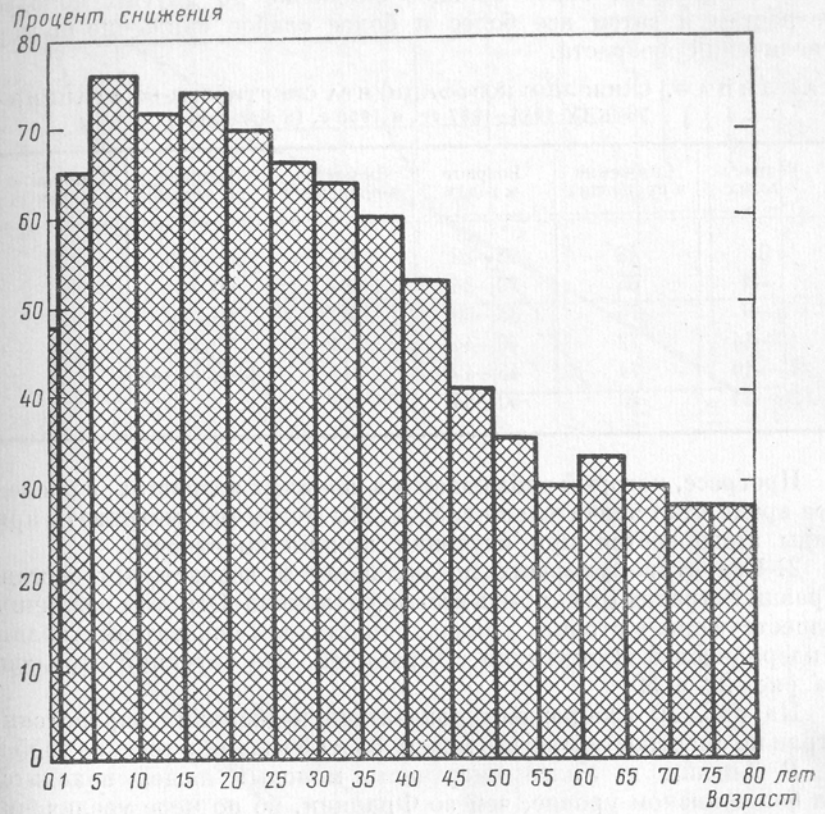

Рис. 28. Процент снижения смертности во Франции по возрастным группам (оба пола).

вопросы еще будут подвергаться рассмотрению в главе, посвященной таблицам смертности. Здесь мы вынуждены ограничиться лишь краткими замечаниями об эволюции смертности в западных странах за последнее время.

1. Рассмотрим показатели Франции, сделаем сопоставление 1955 г. с 1935—1937 гг. Общий коэффициент снизился за это время с 15,3‰ до 12,1‰, т. е. на 21%. Между тем по каждому возрасту, взятому отдельно, снижение коэффициента составляет от 27 до 76% (см. табл. 3). Между этими двумя констатациями по суще-

ству нет противоречия. Снижение общего коэффициента тормозилось повышением удельного веса старших возрастных групп населения, происходившим между 1935—1937 гг. и 1955 г. (так, например, доля группы «60 лет и более» возросла с 14,6% до 16,2%).

Снижение смертности неодинаково по различным возрастам (см. рис. 28 и табл. 3), и это относится не только к французским показателям: среднее снижение показателей, относящихся к детской смертности, более сильное снижение по другим молодым возрастам и затем все более и более слабое снижение по мере увеличения возраста.

ТАБЛИЦА 3. СНИЖЕНИЕ КОЭФФИЦИЕНТА СМЕРТНОСТИ ВО ФРАНЦИИ МЕЖДУ 1935—1937 гг. и 1955 г. (в процентах)

Возраст в годах	Снижение в процентах	Возраст в годах	Снижение в процентах	Возраст в годах	Снижение в процентах
0	48	25—29	66	55—59	29
1—4	65	30—34	64	60—64	33
5—9	76	35—39	60	65—69	29
10—14	72	40—44	53	70—79	27
15—19	74	45—49	41	80 и более	27
20—24	70	50—54	35		

Прогресс, который наблюдается в пожилых возрастах, в последнее время стал значительно слабее. Мы будем рассматривать причины этого застоя при изучении причин смертности.

2. Структура умерших по половому и возрастному составу в разных странах может быть весьма различной. Отметим различия, существующие в странах Запада, сопоставляя показатели Англии, Нидерландов и Португалии с Францией. Эта ситуация отражена на рис. 29 и 30.

На рис. 29 изображены показатели нескольких европейских стран по смертности мужчин между 35 и 65 годами в течение 1955 г.

В Англии и Уэлсе смертность молодых людей находится на более низком уровне, чем во Франции, но по мере увеличения возрастов она повышается и в дальнейшем даже превышает французский уровень.

В Италии возрастная структура смертности имеет противоположный характер: высокая смертность в детском и юном возрасте, относительно низкая смертность после 40 лет (эти показатели нельзя было изобразить на диаграмме из-за отсутствия сведений за последнее время); в Испании и в Португалии при несколько менее благоприятных общих показателях смертности структура ее сходна с итальянской.

Нидерланды по всем возрастным группам имеют смертность значительно более низкую, чем названные страны. Скандинавские государства по показателям смертности располагаются

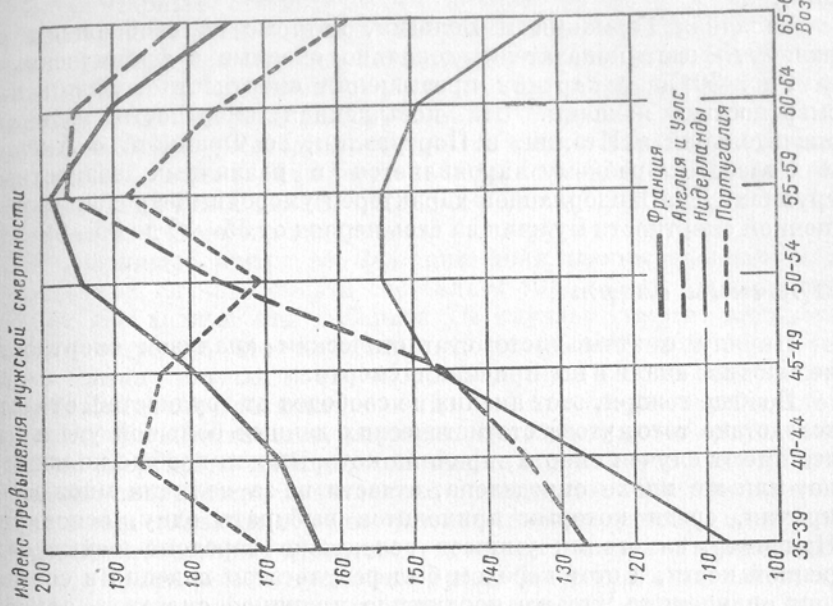

Рис. 30. Превышение мужской смертности по возрастным группам.

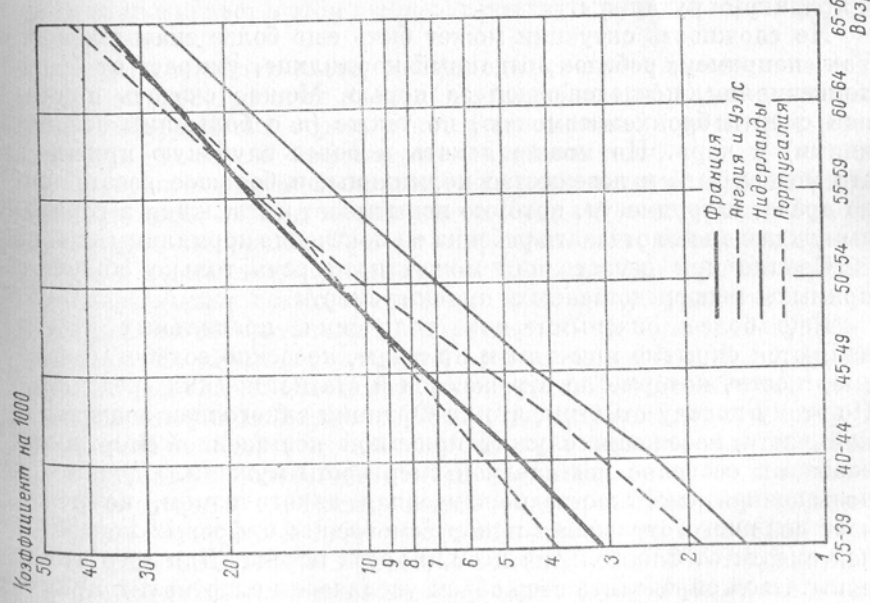

Рис. 29. Коэффициент смертности мужчин по возрастным группам.

в следующем порядке: Дания, Норвегия и Швеция (но не Финляндия, показатели которой очень близки к показателям Франции).

Западная Германия и Бельгия, которые не изображены на рис. 29, имеют показатели, довольно сходные с французскими.

Рис. 30 дает картину превышения смертности мужчин над смертностью женщин. Эта повышенная смертность мужчин, значительная в Италии, в Португалии, во Франции, в Англии и Уэлсе, по-разному проявляется в различных возрастных группах. Для Нидерландов характерен умеренный уровень повышенной смертности мужчин за весь период от 35—39 до 65—69 лет.

Причины смерти

Наряду с этим чисто статистическим анализом смертности необходим анализ по причинам смерти.

Вообще говоря, этот анализ не свободен от трудностей, отчасти вследствие того, что в статистических данных большой удельный вес имеют случаи смерти, причина которых или вообще не известна, или же плохо определена, отчасти из-за наличия множества причин, среди которых приходится выбирать одну, основную. Например, алкоголик умирает вследствие перелома шейки бедренной кости, а этот перелом был результатом падения в состоянии опьянения. Что же послужило причиной смерти — алкоголизм или несчастный случай?

Алкоголизм здесь является *первичной причиной*, а несчастный случай определяет собой *характер* или *вид смерти*; это служит источником путаницы.

Но сложность ситуации может быть еще более значительной. Так, например, ребенок, отданный кормилице, умирает от бронхопневмонии, последовавшей за корью. Можно считать причиной смерти бронхопневмонию, но также (и с большими основаниями) и корь. Но можно искать и более глубокую причину: это может быть и невежество кормилицы, и большое расстояние до врача, и трудности, которые испытывает мать, живя в городе, вынуждающие ее отдавать ребенка на попечение кормилицы, и т. п.

Однако при регистрации может идти речь только об учете прямых, непосредственных причин смерти.

Еще более опасными для получения правильных итогов являются скрытые причины и причины, косвенно содействующие смертности, которые не отражаются в статистических сведениях. По этому поводу отметим, что во Франции алкоголизм значительной части населения служит причиной повышенной смертности вообще и особенно повышенной смертности мужчин. Однако эта повышенная смертность, порожденная алкоголизмом, не получает должного отражения при рассмотрении цифровых показателей смерти от алкоголизма и от цирроза печени. Для того чтобы попытаться определить весь объем увеличения смертности, причиняемого алкоголизмом, необходимы более тонкие статистические методы, рассмотрением которых мы здесь не будем заниматься.

Элементарный статистический анализ по полу и возрасту распространяется на причины смертных случаев. Можно исчислить согласно уже определенному выше процессу коэффициенты смертности от туберкулеза, от рака, от несчастных случаев и т. п. по полу и по возрастным группам.

Мы не будем здесь долго останавливаться на этом виде статистических данных. Их качество, нередко очень посредственное, с трудом позволяет делать сравнения между странами, а также определять изменения во времени.

В настоящее время во Франции доля неопределенных или неизвестных случаев смерти составляет 10% общего количества, причем необходимо еще добавить 7% случаев смерти, приписываемых старости, что является недостаточно точным обозначением. Самая большая часть смертей связана с процессом старения: повышенное кровяное давление, болезнь сердца и сосудистой системы, злокачественные опухоли. Господствующая роль этих причин смертности наблюдается также и в странах, где общий уровень смертности значительно понизился. Это положение обусловлено главным образом уменьшением смертности от инфекционных заболеваний (благодаря успехам гигиены, вакцинации и т. п.). Кроме того, в настоящее время более значительная часть людей достигает весьма преклонного возраста, когда люди чаще всего становятся жертвами болезней, связанных со старением. Этим частично объясняется и повышение смертности от рака; но улучшение диагностики и действительное распространение рака также играет в этом вопросе известную роль, которую трудно точно учесть.

Подобная общая схема распределения причин смерти не подходит ни для прошлых времен, ни для большей части современных слаборазвитых стран, в которых основной причиной смерти все еще остаются инфекционные заболевания.

В странах с низкой смертностью единственной заметной причиной смерти, вызванной эпидемическими заболеваниями, остается смертность от гриппа. Причем смертность от гриппа дает пример слабого выяснения причины, так как многие случаи гриппа со смертельным исходом приходятся на лиц, страдающих теми или иными заболеваниями дыхательных органов и сосудистой системы. Во Франции эпидемия гриппа средней силы дает, как правило, около 10 000 смертных случаев; фактическое же число смертей от гриппа бывает при этом, вероятно, в два или три раза больше. В западных странах смертность от гриппа служит основной причиной колебаний общего уровня смертности по годам.

Возвратимся к французскому примеру. Резкому падению смертности от туберкулеза, происшедшему за последние годы (8795 случаев в 1956 г. против 20 131 случая в 1946 г.), противостоит значительное повышение зарегистрированных случаев

смерти от алкоголизма (сюда включается острый алкоголизм и цирроз печени, который почти всегда возникает на почве алкоголизма): 20 279 случаев в 1956 г. по сравнению с 3244 случаями в 1946 г., повышение смертности от несчастных случаев (27 472 в 1956 г. против 18 734 в 1946 г.) и, наконец, уже отмеченное повышение смертности от рака (эта цифра поднялась с 59 266 в 1946 г. до 78 949 в 1956 г., причем смертность от лейкемии здесь не учитывается). Таковы основные причины смерти во Франции, которые за последние десять лет дали наиболее отчетливую картину своего роста.

Смертность эндогенная, смертность экзогенная

В общей картине причин смерти мы различаем смертные случаи, вызванные старением организма (в основном — болезни сердца и сосудистой системы, злокачественные опухоли), и смертные случаи, вызванные инфекционными болезнями и несчастными случаями. Рассмотрим этот вопрос более подробно.

Возьмем человека с момента его рождения. В первые месяцы жизни ребенок подвергается значительному риску смерти. Этот риск частично связан с конституцией ребенка, с возможными природными недостатками, с условиями, в которых происходили роды; в общем, речь идет о причинах, которые ребенок каким-то образом несет в самом себе или же которым он подвергается, например при неблагоприятном течении родов, которых нельзя избежать и которые нельзя предотвратить, по крайней мере при современном состоянии медицинской науки. Такой присущей организму нежизнеспособности соответствует понятие *эндогенная смертность*.

Но новорожденный может также подвергаться, если не будут приняты надлежащие меры предосторожности, многочисленным опасностям извне: несчастным случаям (удушение, пожар и т. п.), пищевому отравлению, отравлению газом и чаще всего гибели от какой-нибудь инфекционной болезни. При достаточном внимании, при хороших гигиенических условиях, при наличии профилактической работы (а также в случае надобности и при хорошем лечении и уходе) смертность от этих причин может быть в значительной степени сокращена. Смертным случаям, которые могут произойти в результате таких внешних воздействий, соответствует понятие *экзогенная смертность*.

Этот экзогенный риск составляет почти единственную угрозу смерти ребенка в возрасте до одного года и до десяти лет. Вслед за этим мало-помалу возникает и заметно увеличивается с возрастом биологическая смертность, обусловленная старением; биологические измерители указывают на ее нарастание из года в год в геометрической прогрессии: это смертность от кровоизлияния в мозг (сосудистого происхождения), от болезней сердца и коронарных артерий, от грудной жабы, от сахарной болезни (диабета),

от нефрита, от рака и т. п. Эта эндогенная смертность развивается параллельно с экзогенной смертностью, которая в основном вызывается инфекционными болезнями и несчастными случаями.

Общее снижение смертности является почти исключительно результатом снижения именно экзогенной смертности, которая сокращается под влиянием профилактики, гигиены и лечения.

Риск эндогенной смертности остается постоянным и неизменным, несмотря на удлинение средней продолжительности жизни, максимальная продолжительность которой, по-видимому, близка к 110 годам.

Это разграничение эндогенных и экзогенных причин смертности положило начало возникновению методов биометрического анализа, которые очень плодотворны. Мы применим их при изучении и анализе детской смертности.

Детская смертность

Детская смертность измеряется коэффициентом детской смертности, который представляет собой вероятность смерти.

Исчисляемый для определенного поколения коэффициент детской смертности представляет собой частное (обычно умноженное на 1000) от деления числа детей, умерших в возрасте от 0 до 1 года, на всю численность данного поколения при рождении (см. стр. 59).

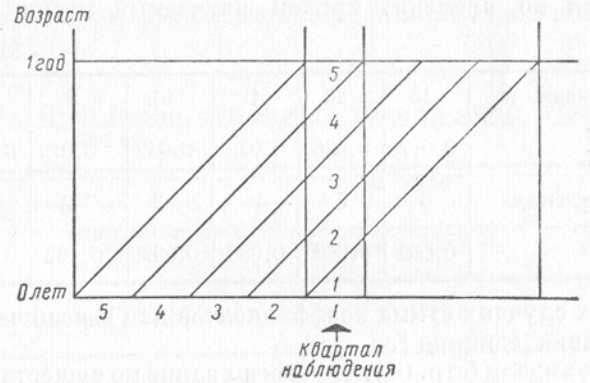

Рис. 31.

Чтобы измерить детскую смертность за определенный год, необходимо разделить все число умерших детей в возрасте до 1 года на общее число детей, родившихся живыми за этот год (см. стр. 60). Чтобы учесть тот факт, что в детскую смертность данного года входят новорожденные двух соседних поколений, в некоторых случаях принимаются во внимание две цифры рождений: рождения изучаемого года, для которых берутся веса 2/3 или 3/4, и рождения предыдущего года, для которых соответственно берутся веса 1/3 или 1/4 (см. стр. 61).

Метод взвешивания заключается в следующем.

Предположим, поставлена задача исчислить коэффициент детской смертности за один квартал (см. рис. 31). Смертные случаи, которые наблюдаются в течение этого квартала (занумерованного цифрой 1), происходят за счет детей, родившихся в течение квартала 1 и в течение четырех предыдущих кварталов — 2, 3, 4 и 5-го (на рис. 31 посредством номеров установлено соответствие между кварталами рождений и относящимся к ним числом детских смертей в течение квартала 1).

В этом случае нужно взвесить числа рождений за пять кварталов: коэффициенты (веса), которые предложил Поль Венсан (Paul Vincent), следующие (см. Population № 1, 1946, p. 68):

Кварталы рождений	5	4	3	2	1
Веса	0,054	0,126	0,167	0,266	0,387

Если поставлена цель получить помесячный коэффициент, то мы увидим, что в него должны входить рождения, относящиеся к изучаемому месяцу и к двенадцати предыдущим месяцам. Тот же автор предлагает ряд коэффициентов для взвешивания, указанных ниже (так же как и в предыдущем примере, нумерация восходящая во времени, причем изучаемый месяц принят за первый).

Месяц рождения	13	12	11	10	9	8	7
Веса	0,017	0,036	0,039	0,042	0,045	0,049	0,055
Месяц рождения	6	5	4	3	2	1	
Веса	0,062	0,069	0,080	0,097	0,162	0,247	

В обоих случаях сумма коэффициентов для взвешивания, разумеется, равна единице [1].

Мы уже видели (стр. 62), что взвешивание по существу оправдывается только в тех случаях, когда имеются достаточно большие вариации в числе рождений за разные периоды. Это довольно часто наблюдается при исчислении квартальных и месячных показателей в силу возможных сезонных колебаний числа рождений; неодинаковое число дней в отдельных месяцах также является одним из факторов вариаций.

[1] Заметим также, что квартальные и месячные коэффициенты для взвешивания, которые только что были показаны, не требуют непременного «приведения к году», как это было бы необходимо сделать, если бы эти коэффициенты исчислялись по отношению ко всей совокупности населения (всех возрастов или определенной группы возрастов).

Измерение детской смертности нередко затрудняется из-за несовершенства статистики смертности грудных детей. Это несовершенство наблюдается в слаборазвитых странах, где некоторая часть (иногда значительная) детских смертей, так же как и рождений, вообще не регистрируется.

Во всяком случае разграничить мертворожденных детей и детей, родившихся живыми и умерших после рождения, не всегда легко и, как бы ни было велико внешнее совершенство статистики, в этом коренится источник неточности, который к тому же иногда еще усиливается законодательными предписаниями. Так, например, во Франции существует правило об обязательном сообщении в органы гражданских записей в трехдневный срок о рождении ребенка. Если ребенок умер до этого сообщения (именно в первые дни после рождения смертность детей особенно сильна), то он рассматривается как родившийся мертвым. Он не отражается ни в статистике живых, ни в статистике умерших. Вытекающая отсюда ошибка в отношении числа родившихся живыми сравнительно невелика, но в отношении числа умерших детей ошибка значительна.

Статистический институт, придавая значение четкому разграничению между подлинными мертворожденными и умершими в первые дни, которых неправильно относят к мертворожденным, ввел при регистрации вопрос: дышал ли ребенок после рождения? Но поскольку ответ на этот вопрос не всегда дается, ясности все же нет. Вот цифры французской статистики, относящиеся к этому показателю.

ТАБЛИЦА 4. ФРАНЦИЯ, 1955 г. РЕГИСТРАЦИЯ МЕРТВОРОЖДЕННЫХ ДЕТЕЙ

Всего	в том числе		
	мертворожденные, которые дышали	мертворожденные, которые не дышали	нет сведений о дыхании
17 689	3 614	13 478	597

Таким образом, число неправильно отнесенных к мертворожденным составляет некоторую цифру между 3614 и 3614 + 597 = =4211. Соответственно общая численность родившихся живыми должна быть увеличена с 802 303 до 802 303 + 3614=805 917 или до 802 303 + 4211 =806 514; в первом случае мы прибавляем к родившимся живыми только тех новорожденных, которые дышали (3614), а во втором случае — также и тех, относительно которых «нет сведений о дыхании». Общее число зарегистрированных детских смертей (27 516) при таком гипотетическом подсчете должно быть увеличено или на 3614, или на 4211 смертных случаев.

С этой поправкой детская смертность Франции за 1955 г. будет: 27 516 + 3614 = 31 130 или 27 516 + 4211 = 31 727.

Насколько меняются при внесении этой поправки соответствующие показатели, видно из табл. 5[1].

ТАБЛИЦА 5. ФРАНЦИЯ, 1955 г. КОЭФФИЦИЕНТ ДЕТСКОЙ СМЕРТНОСТИ

	Число родившихся живыми	Детская смертность	Коэффициент детской смертности в промилле
Число родившихся, детская смертность и коэффициент *без исправлений*	802 303	27 516	34,3
Минимальное число ошибочно учтенных как мертворожденных	3 614	3 614	
Число родившихся, детская смертность и коэффициент с поправкой (минимальной)	805 917	31 130	38,6
Максимальное число ошибочно учтенных как мертворожденных	4 211	4 211	
Число родившихся, детская смертность и коэффициент с поправкой (максимальной)	806 514	31 727	39,3

Без поправки мы получаем коэффициент, равный 34,3‰, а с поправками — 38,6‰ или 39,3‰, иначе говоря, коэффициент повышается на 4 или 5 пунктов. До войны, поскольку уровень детской смертности был выше, внесение такой поправки повышало коэффициент на 5—10 пунктов. В настоящее время величина необходимой поправки варьирует в зависимости от департамента Франции и от существующих обычаев регистрации рождений, в связи с которыми существенно колеблется удельный вес ошибочно относимых к мертворожденным.

Чтобы правильно сопоставить уровень детской смертности во Франции с уровнем ее в других странах, нельзя упускать из виду необходимость корректировки французских показателей за счет ошибок в числе мертворожденных.

[1] Мы включаем в этот подсчет только данные о рождениях 1955 г., цифра которых весьма близка к цифре рождений в 1954 г.

Эволюция детской смертности и ее современный уровень

Эволюция детской смертности аналогична эволюции общего показателя смертности.

Детская смертность, по-видимому, была очень высокой в древнюю эпоху, когда она достигала *среднего* уровня от 250‰ до 300‰. То, что нам известно о возрастной структуре умерших в те времена, позволяет предполагать, что смертность в возрасте от 1 года до 20 лет была почти столь же значительной, как и детская смертность. Поэтому поколение, сократившееся в среднем на $^1/_4$ в течение первого года (по отношению к числу родившихся), на протяжении времени от 1 года до 20 лет теряет еще $^1/_4$ своей первоначальной численности. К 20 годам из 1000 новорожденных остаются в живых только от 400 до 600 человек, на которых и ложится задача продолжения рода. Исходя из этой схемы нетрудно понять, что хотя плодовитость в ту эпоху и была очень высокой, она все же не могла обеспечить значительный прирост населения.

Очень высокие уровни детской смертности иногда еще бездоказательно преувеличиваются, что приводит в противоречие с очевидностью. Иногда говорят, например, о детской смертности, якобы достигающей 500‰. Однако если бы такой коэффициент детской смертности наблюдался постоянно, то до взрослого возраста могла бы дожить лишь ничтожная часть населения (менее 10%). То, что было сказано выше об общей смертности, сохраняет свою силу и здесь: порядок величины средней детской смертности в прежние времена выражается цифрами от 250 до 300‰. Эти цифры получаются как средние из показателей порядка 200—250‰, относящихся к годам, когда не было эпидемий, голода и других подобных факторов, с одной стороны, и резких повышений детской смертности в годы катаклизмов, довольно частых в ту эпоху,— с другой.

В западных странах в прошлом детская смертность характеризовалась как высоким средним уровнем, так и пиками повышенной смертности, которые достигали очень высоких значений.

В слаборазвитых странах эти характерные черты детской смертности проявлялись до недавнего времени. Примерно за последние десять лет детская смертность в этих странах снизилась.

В XIX в. на Западе снижение детской смертности было очень умеренным, оно происходило более медленно, чем снижение общей смертности: коэффициент, составляющий 185‰ между 1805 и 1820 гг., все еще достигал 165‰ между 1880 и 1900 гг.

Прогресс становится более заметным лишь с 1900 г.: в течение 40 лет — с 1900 по 1939 г.— происходит значительное снижение смертности детей.

Табл. 6 дает показатели детской смертности по тем же странам (за исключением Эквадора и Греции), что и табл. 1.

ТАБЛИЦА 6. КОЭФФИЦИЕНТ ДЕТСКОЙ СМЕРТНОСТИ в 1958 г.
(на 1000 рождений живых детей)

АФРИКА	
Южно-Африканский союз	
европейское население	29
цветное население	132
население азиатского происхождения	68
СЕВЕРНАЯ АМЕРИКА	
Канада	30
США	27
Гватемала	104
Ямайка	62
Мексика	81
Панама	58
Пуэрто-Рико	54
Сальвадор	89
ЮЖНАЯ АМЕРИКА	
Аргентина	61
Уругвай (1956 г.)	73
Чили	127
Колумбия	100
Венесуэла	66
АЗИЯ	
Израиль	35
Япония	35
Цейлон (1957 г.)	68
Китай	100
Тайвань	36
Гонконг	54
Сингапур	43
ЕВРОПА	
ФРГ	36
Австрия	41
Бельгия	30
Дания (1957 г.)	23
Финляндия	24
Франция	32
Великобритания	23
Англия и Уэлс	22
Шотландия	28
Северная Ирландия	28
Ирландия	35
Норвегия (1957 г.)	20
Нидерланды	17
Швеция	16
Швейцария	22
Испания	47
Италия	48
Португалия	84
Югославия	86
Албания	68
ГДР	44
Болгария	52
Венгрия	58
Польша	73
Румыния	70
Чехословакия	30
СССР	41
Австралия	20
Новая Зеландия	23

Для большинства стран эти цифры совершенно правильны, за исключением слаборазвитых стран, где коэффициенты смертности часто имеют погрешности из-за неполной регистрации смертей, особенно детей в возрасте до 1 года.

Чтобы дополнить данные табл. 6, отметим, что в мусульманских странах детская смертность, по-видимому, близка к 150‰. По данным обследования, проведенного в 1954—1955 гг. во Французской Гвинее, она составляла около 160‰ в городских центрах и около 200‰ — в джунглях.

При условии полной регистрации рождений и смертей коэффициент детской смертности может служить прекрасным зеркалом санитарного состояния страны. По сравнению с общим коэффициентом смертности он имеет то преимущество, что на него не оказывает влияния возрастной состав населения.

Наиболее полные исследования причин детской смертности ясно показали значение социально-экономических факторов вообще и культурных факторов в особенности. Медико-социальная организация служит одним из важных факторов снижения детской смертности; особенно важна ее деятельность по санитарному просвещению матерей. Тот факт, что эту работу легче проводить в городских условиях, а не в деревне, объясняет, почему коэффициенты детской смертности в городах понижаются более сильно.

Коэффициенты детской смертности выше 150‰ в настоящее время становятся редким исключением. Те страны, где детская смертность превышает 50‰, рассматриваются как отстающие. Франция, где в 1958 г. этот показатель достигал 32‰, занимает среднюю позицию [1]. В странах с более благоприятным положением коэффициент колеблется возле уровня 20‰.

О состоянии детской смертности и о расхождениях между показателями отдельных стран легче судить, если разделить эндогенную и экзогенную смертность. Для этого мы обратимся к рассмотрению биометрического метода, позволяющего провести такое разграничение.

Биометрический анализ детской смертности

Точные статистические данные о причинах смертности дают возможность различать среди смертных случаев с новорожденными те, причиной которых служат неблагополучные роды или врожденные недостатки организма (мы относим эти случаи к *эндогенным* смертям), и те, причина которых — заболевания дыхательных органов, несчастные случаи, связанные с питанием, и тому подобные, т. е. смерти от внешних причин, инфекционных заболеваний и других, которые мы относим к *экзогенным*.

Практически довольно редко наблюдается, чтобы статистические данные о причинах смерти были хорошо составлены и легко доступны. В большинстве случаев провести указанное разграничение было бы практически неосуществимо, если бы мы не располагали простым биометрическим методом, для которого требуется только знание возрастной структуры смертности в течение первого года жизни новорожденного [2].

[1] В коэффициент 32, помещенный в табл. 6, внесена поправка за счет включения ошибочно отнесенных к мертворожденным.

[2] По вопросу о биометрическом анализе смертности в целом можно с пользой ознакомиться с исследованием: J. Sutter et L. Tabah, La mortalité, phénomène biométrique, *Population*, № 1, janvier-mars 1952.

Этот метод разработал Ж. Буржуа-Пиша (J. Bourgeois-Pichat; см., в частности, Population № 2, avril-juin 1951 г. и № 3, juillet-septembre 1951 г.).

Внимательное рассмотрение экзогенных смертей в течение первого года жизни показало Ж. Буржуа-Пиша, что эти случаи смерти распределяются по возрастам определенным образом,

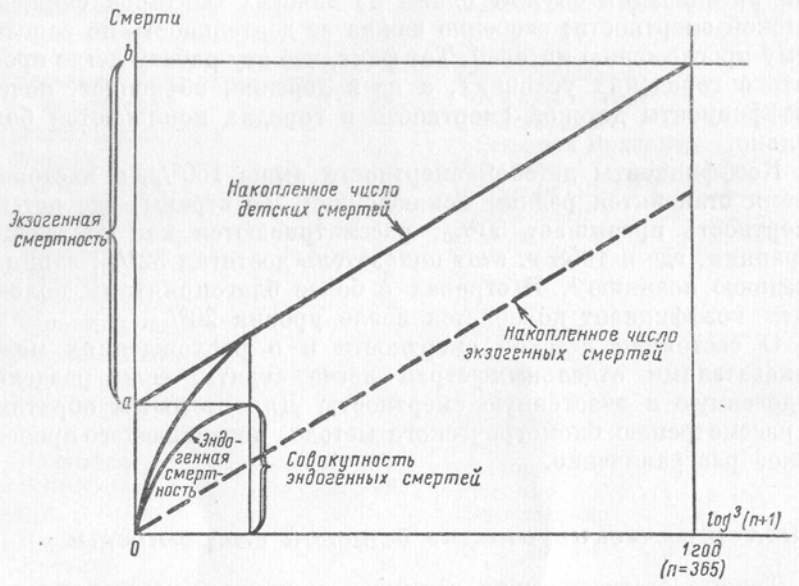

Рис. 32.

почти не зависящим от уровня смертности. Иначе говоря, распределение экзогенных смертей есть исключительно функция возраста.

Откладывая возраст на оси абсцисс, а кумулятивное число экзогенных смертей на оси ординат, мы получаем экзогенную детскую смертность в виде ряда точек, расположенных на прямой линии.

Если же мы вместо случаев экзогенных смертей будем наносить *все случаи детской смертности*, то точки уже не окажутся на одной прямой. Однако после первого месяца точки будут на одной линии. Это объясняется тем, что за пределами первого месяца эндогенные смерти, которые до этого момента нарушали расположение точек вдоль прямой линии, больше уже не встречаются.

Мы видим, как здесь вырисовываются контуры графического приема определения экзогенных случаев смерти исходя из эндогенных случаев смерти; на системе двух осей (см. рис. 32) наносят *общее количество* случаев детских смертей нарастающим итогом с момента рождения по возрастам (отложенным на абсциссе по масштабу, о котором более точно будет сказано дальше). Далее графически определяем прямую линию, на которой наносятся кумулятивные числа умерших после первого месяца. Продолженная до вертикальной оси в a, она дает число эндогенных смертей (Oa) и как разность экзогенные смерти первого года жизни (ab).

ТАБЛИЦА 7

n	$n+1$	$\log(n+1)$	$\log^3(n+1)$
Дни			
0	1	0	0
21	22	1,34242	2,42
28	29	1,46240	3,13
31	32	1,50515	3,41
61	62	1,79239	5,76
91	92	1,96379	7,57
121	122	2,08636	9,08
151	152	2,18184	10,39
181	182	2,26007	11,54
211	212	2,32634	12,59
241	242	2,38382	13,55
271	272	2,43457	14,43
302	303	2,48144	15,28
333	334	2,52375	16,07
365	336	2,56348	16,85

В результате исследований Ж. Буржуа-Пиша пришел к мысли о том, чтобы нанести на оси абсцисс функцию $\log^3(n+1)$ момента n (исчисляемого в днях с момента рождения), до которого произошли смерти. Для практического приложения этого метода мы даем в табл. 7 значения $\log^3(n+1)$, соответствующие обычным значениям n.

Поскольку точки на одной прямой нередко оказываются уже на третьей неделе, мы придаем n значение, равное 21. Ввиду того что иногда пользуются четырьмя неделями (28 дней), а иногда месяцами (31 день), мы исчислили два соответствующих значения величины $\log^3(n+1)$. Остальные количества дней, которые близко совпадают со следующими один за другим месяцами, соответствуют подлинным данным французской статистики.

В качестве первого применения мы даем здесь график (рис. 33), соответствующий смертям в течение первого года жизни за 1953—1955 гг. Точные цифры даются в табл. 8.

ТАБЛИЦА 8. ФРАНЦИЯ. НАРАСТАЮЩИЕ ИТОГИ ЧИСЛА СЛУЧАЕВ СМЕРТИ ДЕТЕЙ ДО ОДНОГО ГОДА за 1953—1955 гг.

	Случаи смерти, наступившие до указанного возраста						
	21 день	28 дней	61 день	91 день	181 день	272 дня	365 дней
Вся Франция	38 830	41 324	49 745	56 502	70 514	80 255	87 191
Корсика . . .	247	256	286	319	386	434	475

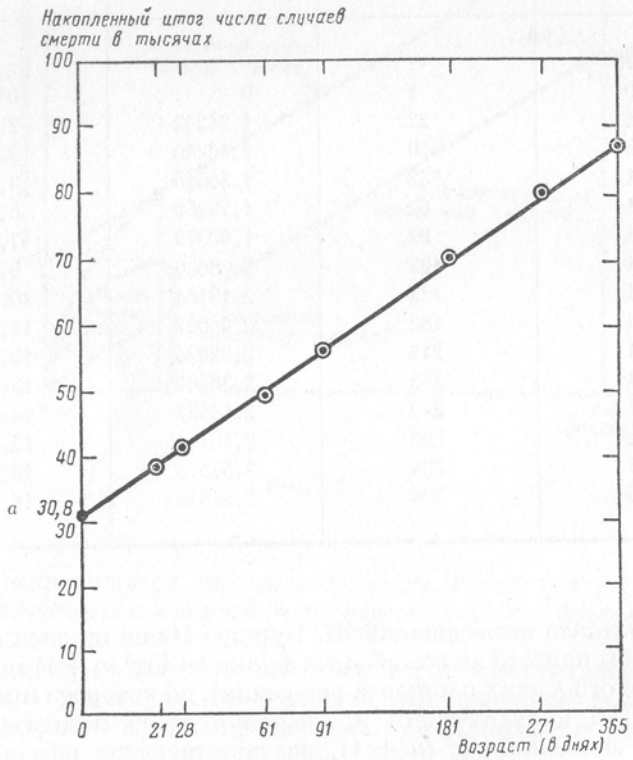

Рис. 33. Биометрический анализ детской смертности во Франции (1953—1955 гг.).

Точки весьма близко подходят к прямой линии. Точка за 2 месяца (61 день) расположена несколько ниже прямой. Точка 365-го дня, которая (как это нередко случается) не лежит на одной прямой с двумя предыдущими точками, кладет начало кривой, которую образуют точки, следующие за первым годом; выравнивание Буржуа-Пиша оказывает влияние только на нарастающие числа случаев смерти первого года жизни, причем последняя точка нередко слегка отклоняется.

В целом в данном случае неточность выравнивания невелика и ошибки в оценке эндогенной смертности (расположенной в точке *a*) малозначительны. Согласно графическому изображению на рис. 33 из общего числа смертей за первый год, составляющего 87 191, 30 800 должны считаться эндогенными, а разность, т. е. 87 191—30 800 = 56 391, составляет число экзогенных смертей. Таким образом, в целом за период 1953—1955 гг. мы получаем следующие коэффициенты:

Коэффициент экзогенной детской смертности $\frac{56\,391}{2\,410\,663} = 23{,}4‰$;

Коэффициент эндогенной детской смертности $\frac{30\,800}{2\,410\,663} = 12{,}8‰$.

Мертворождаемость. Перинатальная смертность

Следует, однако, заметить, что в цифру 30 800 включены не все эндогенные смертные случаи. «Ложные мертворожденные», о которых мы уже упоминали, фактически являются типичными случаями эндогенной смертности, и случаи смерти в течение первых дней со дня рождения почти полностью относятся к эндогенному типу. Поэтому логически следует прибавить их одновременно и к числу эндогенных смертей.

Чтобы избежать неясностей, связанных со случаями регистрации детей как мертворожденных, о которых не известно, дышали они или нет, мы будем их рассматривать как действительно мертворожденных.

ТАБЛИЦА 9а. ФРАНЦИЯ. РЕГИСТРАЦИЯ ЖИВОРОЖДЕННЫХ И МЕРТВОРОЖДЕННЫХ

Годы	Число живорожденных (т. е. детей, зарегистрированных как рожденных живыми)	Мертворожденные		
		дышали после рождения	не дышали после рождения	нет сведений о дыхании
1953	801 152	3 544	14 336	589
1954	807 208	3 546	13 843	591
1955	802 303	3 614	13 478	597
1953—1955	2 410 663	10 704	41 657	1 777

Теперь перейдем от таблицы 9а к таблице 9б.

В результате прибавления числа «ложных» мертворожденных общее число эндогенных смертей будет равно: 10 704 + 30 800 =

ТАБЛИЦА 9б. СКОРРЕКТИРОВАННЫЕ СТАТИСТИЧЕСКИЕ ДАННЫЕ О ЧИСЛЕ ЖИВОРОЖДЕННЫХ И МЕРТВОРОЖДЕННЫХ

Годы	Число живорожденных	Число мертворожденных	«Ложные» мертворожденные
1953	804 696	14 925	3 544
1954	810 754	14 434	3 546
1955	805 917	14 075	3 614
1953—1955	2 421 367	43 434	10 704

=41 504, а скорректированный коэффициент эндогенной смертности будет:

$$\frac{41\,504}{2\,421\,367} = 17{,}1‰.$$

Коэффициент мертворождаемости принято определять как частное от деления числа мертворожденных на число живых рождений за тот же год; в данном случае это равно:

$$\frac{43\,434}{2\,421\,367} = 17{,}9‰.$$

Причины нежизнеспособности плода в чреве матери очень сходны с теми, которые порождают эндогенные смерти. Отсюда понятие *перинатальной смертности*, в котором объединяется мертворождаемость и эндогенная смертность[1]. Соответствующий коэффициент представляет собою сумму двух предыдущих, или, что одно и то же, частное от деления числа мертворожденных и числа эндогенных смертей на общее число живых рождений. В данном случае это составляет:

$$\frac{43\,434+41\,504}{2\,421\,367} = \frac{84\,938}{2\,421\,367} = 35{,}1‰$$

(35,1 незначительно отличается от суммы 17,1 + 17,9 = 35,0 за счет округления)[2].

Все эти различные понятия мы объединяем в табл. 10.

[1] В советской литературе под перинатальной смертностью понимают мертворожденность плюс смерти на первой неделе жизни.— *Прим. ред.*

[2] Заметим, что поскольку перинатальная смертность включает как мертворожденных, так и эндогенные смерти, постольку исчезает неудобство, связанное с применением статистических данных, содержащих цифры «ложных мертворожденных» при исчислении коэффициента перинатальной смертности; поэтому данные о живорожденных, включающие «ложных мертворожденных», слегка занижены. Но вытекающая отсюда ошибка в коэффициенте смертности совершенно незначительна (порядка 1 на 10 000).

ТАБЛИЦА 10. ФРАНЦИЯ. 1953—1955 гг.; КОЭФФИЦИЕНТЫ на 1000

Общий показатель детской смертности 41,3‰		
Мертворождаемость 17,1‰	Смертность эндогенная 17,9‰	Смертность экзогенная 23,4‰
Перинатальная смертность 35,0‰		

Несколько особых случаев биометрического анализа детской смертности

Применим метод графического анализа к показателям Корсики (тот же период 1953—1955 гг., см. рис. 34).

Семь точек не расположились на одной прямой. Первые три точки (21 день, 28 дней и 61 день) образуют первый отрезок прямой; остальные 5 точек (61 день, 91 день, 181 день, 271 день и 365 дней) образуют вторую прямую. Это исключение из закона Буржуа-Пиша наблюдается довольно часто и требует некоторых пояснений.

Примечательным фактом является *перелом* линии (образованной двумя отрезками прямой); этот перелом приходится на различные возрасты. Очень часто на 2 месяца, иногда — на 3, еще реже — на 4 месяца. С другой стороны, характерно, что расположение последних точек идет всегда *выше* продолжения отрезка первой прямой.

Возвращаясь к непосредственному рассмотрению причин смерти, можно было бы отнести эту аномалию за счет повышенной экзогенной смертности в течение 2 или 3 последних кварталов первого года жизни. Повышенная экзогенная смертность встречается главным образом в жарких странах (в частности, в странах средиземноморского бассейна); она связана с желудочно-кишечными заболеваниями, возникающими в результате искусственного вскармливания. Она значительно реже касается младенцев, которых обычно кормят грудью. Таким образом, смертность первых недель удовлетворительно соответствует закону Буржуа-Пиша.

В тех случаях, когда предвидимое биометрическим анализом расположение по прямой не будет наблюдаться, выравнивание кривой нарастающего итога числа умерших будет производиться путем нахождения *двух прямых*: прямой линии смертей в самом молодом возрасте, дающей для совокупности смертей первого года жизни оценку экзогенных смертей *без повышенной смертности*, и прямой, образуемой последними точками, которая показывает *повышенную экзогенную смертность* и дает возможность

измерять повышенную смертность путем сопоставления с первым отрезком прямой.

Поясним все сказанное здесь, рассматривая цифры смертности на Корсике.

Линия, служащая для определения нормальной экзогенной смертности,— это линия, проходящая через точки 28 дней и 61 дня; эта линия проходит несколько ниже точки, соответствующей 21 дню.

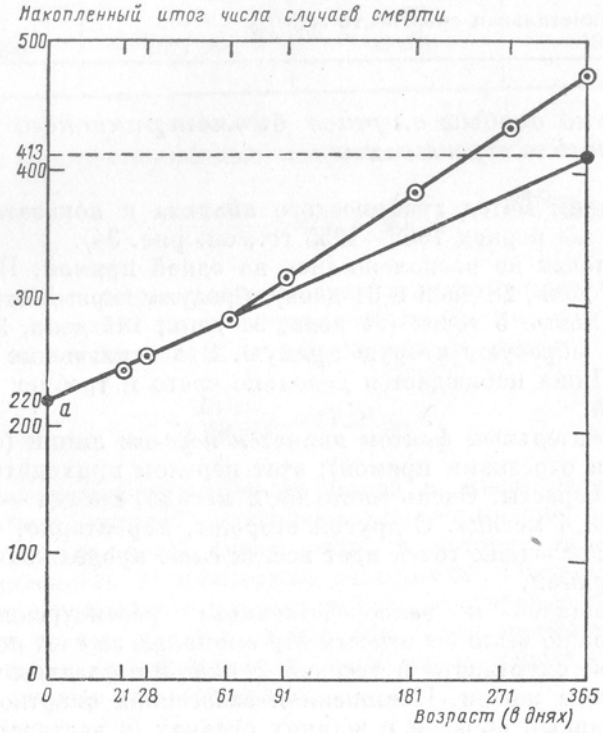

Рис. 34. Биометрический анализ детской смертности на о. Корсика (1953—1955 гг.).

Если бы линия была проведена от 28 дней к 91 дню, то точка 61 дня осталась бы значительно ниже линии. С другой стороны, точка 91 дня ложится как раз на прямую линию, образуемую последующими точками. Вот по этим соображениям мы сохранили выравнивание, сделанное на рис. 34.

Мы видим, таким образом, что на практике метод не может применяться автоматически. Но отклонения, которые могут возникнуть в результате несколько различных решений исследователя, весьма невелики; в данном примере они могут колебаться между 210 и 220 эндогенными случаями смерти.

Согласно размещению точек на рис. 34 мы имеем 220 случаев эндогенных смертей и повышенную экзогенную смертность, равную 62 (475—413.)

Закончим все эти вычисления так же, как мы это сделали для Франции в целом (с той, однако, разницей, что для Корсики будет невозможно провести разграничение между подлинными мертворожденными и «ложными мертворожденными», так как мы не располагаем соответствующими статистическими данными).

В течение трех лет (1953, 1954 и 1955 гг.) было зарегистрировано 166 мертворожденных (подлинных и ложных) и 8337 живых рождений. Таким образом:

Общий коэффициент детской смертности $\frac{475}{8337}=57{,}0$ на 1000

Коэффициент экзогенной смертности $\frac{475-220}{8337}=\frac{255}{8337}=30{,}6$ на 1000

Коэффициент эндогенной смертности $\frac{220}{8337}=26{,}4$ на 1000

Коэффициент мертворождаемости (с ложными мертворожденными) $\frac{166}{8337}=19{,}9$ на 1000

Коэффициент перинатальной смертности (т. е. сумма двух предыдущих коэффициентов) 26,4 на 1000 + 19,9 на 1000 = 46,3 на 1000.

Уровень экзогенной смертности на Корсике значительно выше, чем по Франции в целом (30,6 против 23,4 на 1000).

В результате графического анализа мы видим, что повышенная экзогенная смертность, вероятно желудочно-кишечного происхождения, была причиной 62 смертей. Если бы этих смертей избежали, то коэффициент экзогенной смертности уменьшился бы на следующую величину:

$$\frac{62}{8337}=7{,}4 \text{ на } 1000.$$

С этой поправкой коэффициент экзогенной смертности составил бы

$$30{,}6-7{,}4=23{,}2 \text{ на } 1000,$$

величина, сравнимая с соответствующим показателем по Франции в целом.

Полный анализ, который мы только что здесь предприняли, не всегда возможен; он предполагает довольно подробное знание возрастной структуры детской смертности. Но если применен метод Буржуа-Пиша, то разграничение эндогенной и экзогенной смертей возможно и на основе значительно более краткой информации.

Это вполне очевидно: рассмотрение графического изображения показало нам, что определение числа эндогенных смертей сводится к определению ординаты в точке *a* (см. рис. 35), для чего нам должны быть известны только две точки. Переводя это в термины смертности, можно сказать, что достаточно знать

лишь нарастающие итоги числа умерших по двум возрастам, например на 365-й день (эта цифра необходима для вычисления обычного коэффициента детской смертности), и на какой-либо другой возраст на протяжении первого года жизни.

Следует указать, что для достаточно точного определения прямой необходимо, чтобы точки (иначе говоря, возрасты) были достаточно удалены одна от другой. Нарастающие итоги числа умерших до одного месяца особенно подходят в данном случае, поскольку по теории Буржуа-Пиша расположение точек на одной прямой начинается именно с этой точки.

Будем рассуждать исходя из рис. 35, на котором вторая точка вполне точно соответствует 31 дню. Исходя из известных нам экзогенных смертей в отрезке *bc* (это точная совокупность детских смертей в возрасте от 31 до 365 дней, которые почти полно-

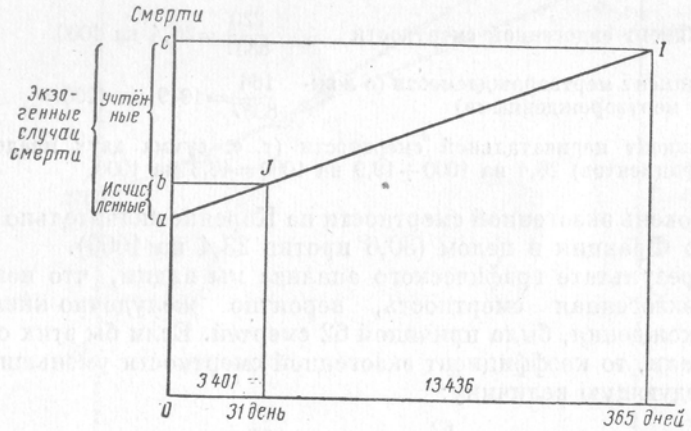

Рис. 35.

стью являются экзогенными) мы хотим подсчитать число экзогенных смертей за первые 30 дней жизни (что соответствует линии *ab*). Поскольку *ab* так же относится к *bc*, как абсцисса отрезка за 0—31 день к отрезку за 31—365 дней (измеряемых в соответствии с принятым масштабом: см. рис. 33), то в данном случае это составляет:

$$\frac{3{,}401}{13{,}436} = 25{,}4\%, \text{ или округленно } 25\%\ ^{1}.$$

[1] Длина отрезков, о которых здесь идет речь (3,401; 13,436; 3,127; 13,718) и которые изображены на рис. 35 и 36, является результатом округления цифр, имевших больше десятичных знаков. По этой причине они слегка отличаются от соответствующих показателей длины, приведенных в табл. 7 (3,41; 13,44; 3,13; 13,72), и сумма 3,401 + 13,436 не вполне точно равна сумме 3,127 + 13,718.

Итак, когда данные расположены на прямой по методу Буржуа-Пиша, число случаев экзогенных смертей за первые 30 дней жизни составляют приблизительно 25% числа смертей за период от 31 до 365 дней первого года жизни, или, что в сущности то же самое, можно получить общее число смертей за первый год жизни, если взять 5/4 от числа смертей за период 31—365 дней.

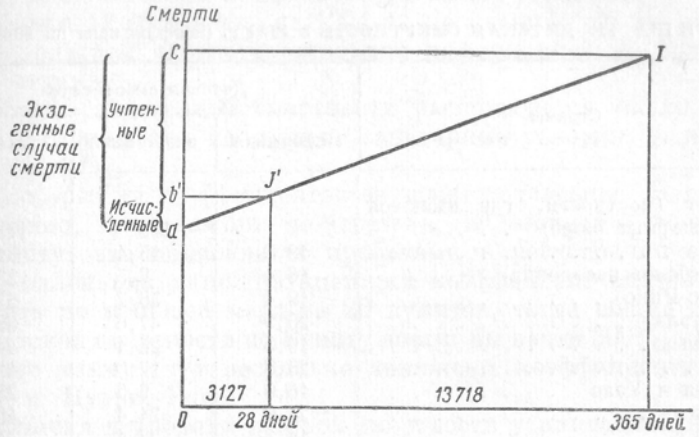

Рис. 36.

Этот расчет следует несколько видоизменить, если число смертей за первый месяц (который до сих пор считался равным 30 дням) фактически взято не за месяц, а за четыре недели. Именно такая классификация является наиболее принятой в международной статистике; во Франции она также введена с 1949 г. Путем деления 3,127 на 13,718 мы находим 22,8% (см. рис. 36). Следовательно, число случаев экзогенной смерти за 28 первых дней жизни составляют около 22,8% числа смертей за период от 29-го до 365-го дня первого года жизни.

В целях проверки применим это правило к двум случаям, которые мы рассматривали выше.

Франция 1953—1955 гг.

Число смертей с 29-го по 365-й день: 87 191—41 324 = 45 867
45 867 × 22,8% = 10 458

Итого экзогенных смертей 56 325

против 56 391, получаемых графическим методом; это незначительное расхождение подтверждает, что линейное выравнивание дает вполне удовлетворительные результаты.

Корсика 1953—1955 гг.

Число смертей за период с 29-го по 365-й день: 475—256 = 219
219 × 22,8% = 50

Итого экзогенных смертей 269

против 255, получаемых графическим методом; здесь расхождение более значительно (+5%), так как выравнивание от точки к точке было невозможным.

Но даже и в неблагоприятном случае этот метод, пригодный для очень широкого применения, все же дает довольно удовлетворительные результаты.

ТАБЛИЦА 11. ДЕТСКАЯ СМЕРТНОСТЬ в 1954 г. (коэффициент на 1000)

Страны	Детская смертность		
	эндогенная	экзогенная	всего
Египет (местности, где имеются санитарные бюро)	3	176	179
Канада	16,3	15,4	31,7
США (белое население)	16,4	7,5	23,9
Пуэрто-Рико	19,4	38,2	57,6
Венесуэла	20,9	47,6	68,5
Япония	19,5	25,1	44,6
ФРГ	25,8	17,0	42,8
Англия и Уэлс	16,0	9,5	25,5
Австрия	23,9	24,4	48,3
Бельгия	18,3	23,1	41,4
Дания	15,9	11,0	26,9
Финляндия	16,7	13,9	30,6
Франция	17,3	23,4	40,7
Норвегия	9,6	11,8	21,4
Нидерланды	13,2	7,9	21,1
Швеция	12,7	6,0	18,7
Швейцария	18,3	8,9	27,2
Италия	21,5	31,5	53,0
Португалия	15,9	69,6	85,5
Югославия	25,0	76,6	101,6
ГДР	22,3	28,0	50,3
Болгария	24,8	61,5	86,3
Венгрия	24,9	35,8	60,7
Польша	19,0	63,6	82,6
Чехословакия	14,9	22,8	37,7
Австралия	14,8	7,7	22,5
Новая Зеландия	13,1	6,9	20,0

Источник: Statistiques épidémiologiques et démographiques annuelles de l'*O. M. S.*

Современное состояние эндогенной и экзогенной детской смертности

В соответствии со своей природой число случаев эндогенной смерти детей мало сокращается под влиянием прогресса медицины, профилактических мероприятий и ухода за детьми; уровень эндогенной детской смертности в разных странах колеблется

не очень сильно [1]. Напротив, экзогенная смертность детей снизилась очень сильно, и различие в показателях этой смертности по отдельным странам очень велико. Экзогенная смертность — это смертность, легко поддающаяся сокращению; она должна была бы вообще исчезнуть при полном использовании всех возможностей современной медицины. Уже и сейчас эта смертность весьма незначительна в наиболее развитых странах.

Таблица 11 составлена за 1954 г., последний год, за который мы располагаем удовлетворительной информацией по большому числу стран.

Уровень эндогенной смертности располагается около 20‰; в странах, имеющих наилучшие санитарные условия, он приближается к 10‰.

Некоторые из коэффициентов внушают подозрение. Например, несомненно, неправилен показатель эндогенной смертности по Египту, что объясняется пробелами в регистрации смертей самых маленьких детей. Египетский коэффициент следовало бы повысить по меньшей мере на 20 пунктов, тогда общий показатель детской смертности по Египту достиг бы почти 200‰. Вполне вероятно также, что несколько занижены коэффициенты Венесуэлы и Пуэрто-Рико.

Различия в уровнях детской смертности усиливаются коэффициентами экзогенной смертности. Если даже ограничиться только Западной Европой, то, например, коэффициент для Португалии в 12 раз выше коэффициента Швеции.

Сравнение показателей смертности

Мы уже видели, что обычный коэффициент смертности непригоден для измерения «риска смертности» по всей совокупности данного населения: при прочих равных условиях он очень сильно колеблется в зависимости от возрастной структуры.

До сих пор для устранения влияния возрастной структуры мы пользовались методом вычисления коэффициентов по отдельным возрастам или по возрастным группам. Мы получаем при этом от 10 до 20 коэффициентов, которые дают правильное отражение уровня смертности в данной совокупности. Но сравнение уровня смертности в нескольких странах при помощи такой совокупности коэффициентов не всегда удобно, так как не позволяет получить общий показатель для всех возрастов; поэтому необходимо применять синтетические показатели, дающие представление о риске смертности для всех возрастов, вместе взятых.

---

[1] Такая ситуация сложилась с тех пор, как были достигнуты значительные успехи в акушерстве. Но и в настоящее время существует большое различие между уровнем эндогенной детской смертности в европейских государствах и уровнем смертности в современных слаборазвитых странах или в тех же европейских государствах в XVIII в.

Построение стандартизованных коэффициентов смертности

Поскольку различие возрастных структур населения служит препятствием для сопоставления коэффициентов различных стран, метод стандартизации заключается в применении возрастных коэффициентов к населению какой-либо страны с определенной демографической структурой. Это население, взятое за стандарт, при определенных возрастных коэффициентах смертности дает определенное число смертей, которое и позволяет вычислить коэффициент, пригодный для сравнения. Надо сказать, что в выборе стандарта существует большой произвол. Полученные коэффициенты имеют ценность только для того сравнения, которое мы предполагаем произвести; но они не имеют никакого значения для тех стран, по которым они строятся.

Покажем применение этого метода на примере Франции и Португалии. Выберем для этой цели 1952 г. Коэффициенты смертности в этом году были:

Франция $12{,}2‰$;
Португалия $11{,}8‰$.

Эти цифры заставляют неискушенного читателя предположить, что санитарное состояние в Португалии было лучше, чем во Франции, хотя это никак не соответствует возрастным коэффициентам смертности.

Чтобы нейтрализовать влияние структуры населения, возьмем какое-либо население за стандарт. В этом выборе нет точного правила. В данном случае мы можем взять за стандарт население одной из двух стран и применить к нему возрастные коэффициенты другой страны [1]. Так, например, прилагая французские возрастные коэффициенты к населению Португалии, взятому за стандарт, мы видим, насколько снизился бы коэффициент смертности во Франции, если бы ее население имело бы такую же молодую структуру, как население Португалии; полученный таким путем коэффициент непосредственно сопоставим с коэффициентом Португалии. Расчет для 1952 г. дан в табл. 12.

[1] Можно поступить таким же образом при сравнении смертности не двух, а большего числа стран. При сравнении показателей нескольких стран число реальных смертей населения, избранного в качестве типового, непосредственно служит для сравнения, причем нет необходимости делать какие-нибудь вычисления, как было бы необходимо в том случае, когда типовое население не совпадает ни с одним из участвующих в сравнении населений. Иногда в качестве типового населения принимается то, которое имеет «промежуточную», или «среднюю», возрастную структуру среди структур всех сопоставляемых населений (хотя на этот счет и нет общего обязательного правила). Иногда такое «промежуточное» население возникает в результате сложения численности возрастных групп населений, по которым мы сравниваем показатели смертности. Так, например, работая над данными французских департаментов, можно взять в качестве типового населения население Франции в целом.

ТАБЛИЦА 12. 1952 г. СМЕРТНОСТЬ В ПОРТУГАЛИИ С ВОЗРАСТНЫМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ СМЕРТНОСТИ ПО ФРАНЦИИ

Возрастные группы (в годах)	Средняя численность населения Португалии в 1952 г. (население, взятое за стандарт)	Французский коэффициент смертности в 1952 г. (на 1000 человек)	Смертность населения Португалии, исчисленная по французским коэффициентам
0	196 500	42,0	8 253
1—4	697 700	2,4	1 674
5—9	807 000	0,6	484
10—14	790 500	0,5	395
15—19	805 500	0,9	725
20—24	774 200	1,3	1 006
25—29	707 000	1,6	1 131
30—34	566 300	2,0	1 133
35—39	552 500	2,8	1 547
40—44	533 900	4,1	2 189
45—49	474 000	6,3	2 986
50—54	403 900	9,6	3 877
55—59	339 200	13,4	4 545
60—64	297 100	19,8	5 883
65—69	238 100	31,0	7 381
70—74	172 100	50,5	8 691
75 и старше	193 700	117,4	22 740
Все возрасты	8 549 200		74 640

В результате мы получаем следующий стандартизованный коэффициент смертности:

$$\frac{74\,640}{8\,549\,200} = 8{,}7 \text{ на } 1000.$$

Таков был бы коэффициент смертности во Франции, если бы возрастная структура французского населения была бы такой же, как в Португалии.

Именно этот коэффициент $8{,}7‰$ и следует сравнивать с коэффициентом смертности в Португалии, равным $11{,}8‰$.

Заметим, *что для этого расчета нет необходимости знать португальские возрастные коэффициенты смертности*; достаточно знать только возрастной состав населения Португалии.

Подобное сопоставление может быть распространено не только на две какие-либо страны. Так, если бы мы задались целью распространить наше сравнение и на смертность Испании, то мы должны были бы применить испанские возрастные коэффициенты по возрастам к населению Португалии; это дало бы возможность вычислить стандартизованный коэффициент смертности для Испании.

Этот метод сравнения коэффициентов смертности особенно полезен в тех случаях, когда мы хотим сопоставить показатели большого числа стран или районов. Он позволяет, например, исчислить сравнительные коэффициенты для 90 департаментов Франции на базе населения, взятого за стандарт; этим стандартом служит население всей Франции (см. примечание на стр. 104). Но для того чтобы получить возрастные коэффициенты для каждого департамента, необходимо иметь распределение населения по возрастам и умерших по возрасту.

Метод построения стандартизованных коэффициентов практически наиболее доступен, так как для него требуется только знание распределения населения по возрастам той страны, с которой производится сравнение (и, конечно, числа умерших).

Вернемся вновь к проблеме сравнения смертности во Франции и Португалии в 1952 г.

Применение указанного метода состоит в том, что мы, имея возрастные коэффициенты смертности, последовательно применяем их к населению двух стран, уровень смертности которых мы сравниваем.

При применении возрастных коэффициентов одной страны к возрастной структуре другой страны получаются две фиктивные цифры числа умерших для Франции и Португалии, которые соответственно сравниваются *с реальными* числами умерших во Франции и в Португалии в течение 1952 г.

Эти два сопоставления:

$$I_P = \frac{\text{реальное число умерших в Португалии}}{\text{фиктивное число умерших в Португалии}} \quad \text{и} \quad I_F = \frac{\text{реальное число умерших во Франции}}{\text{фиктивное число умерших во Франции}}$$

дают нам два индекса, позволяющие сопоставить две страны, причем более высокий индекс указывает на более высокий уровень смертности.

В качестве базы для расчета могут быть взяты возрастные коэффициенты смертности какой-либо одной из двух сравниваемых стран. Например, чтобы сравнить французские и португальские показатели смертности за 1952 г., мы положим в основу возрастные коэффициенты смертности Франции.

Для применения этой серии коэффициентов к французскому населению не потребуется никаких пересчетов: искомое число умерших и будет фактическим числом умерших во Франции за рассматриваемый период. Иначе говоря, для Франции в данном случае реальные и фиктивные смерти совпадают и индекс I_F по определению равен единице (или равен 100, если все соотношение умножить на 100).

Фиктивное число умерших в Португалии за 1952 г. на базе французских возрастных коэффициентов составляет 74 640 (согласно подсчету в таблице 12) [1]. Число же фактически зарегистрированных смертей в 1952 г. достигало 100 486. Следовательно,

$$I_P = \frac{100\,486}{74\,640} = 1{,}35,$$

т. е. 135, если принимать индекс по Франции за 100.

Итак, в 1952 г., принимая уровень смертности во Франции за 100, индекс смертности в Португалии составлял 135 [2].

Этот показатель имеет смысл только по отношению к населению, взятому за стандарт. Если этот стандарт меняется, то меняются также I_F и I_P, однако соотношение $\frac{I_P}{I_F}$ остается неизменным.

Удобство этого метода особенно велико, когда речь идет о сравнении смертности по многим странам или районам. Так, например, применяя за определенный год половозрастные коэффициенты смертности по всей Франции к населению каждого из 90 департаментов, мы получаем новые числа умерших, которые, будучи сопоставлены с фактически зарегистрированным в данном департаменте числом смертей (это сопоставление всегда состоит из деления числа фактически зарегистрированных, или реальных, смертей на число исчисленных, или фиктивных, смертей), дают индекс смертности для данного департамента (по каждому полу в отдельности) по отношению к Франции в целом. Для применения этого метода нужно лишь знать возрастную структуру населения департаментов и число умерших в каждом из них.

Применение метода стандартизации особенно целесообразно в тех случаях, когда мы хотим определить относительный уровень смертности для небольшой совокупности людей; имея в виду ее незначительную численность, исчисление возрастных коэффициентов не имело бы смысла.

Воспользуемся здесь одним примером из исследования Дикинсона и Мартина о смертности американских врачей в течение 1949—1951 гг. [3] (см. табл. 13). Хотя в этом примере число наблю-

[1] Заметим, что мы здесь иначе пользуемся исчислениями, предпринятыми в пределах применения метода стандартизации. 74 640 фиктивных смертей служат здесь не для исчисления коэффициента смертности, а для определения индекса путем сравнения фиктивного числа умерших с реальным числом умерших. Разумеется, мы могли бы с таким же основанием принять возрастные коэффициенты Португалии за стандарт и применить их к французскому населению. В этом случае португальская смертность явилась бы базовым числом 100, а французская смертность по отношению к этой базе имела бы показатель ниже 100.

[2] Интересно отметить, что сопоставление двух стандартизованных коэффициентов, исчисленных выше, дает результат, очень близкий к тому, который мы только что исчислили путем сравнения фиктивных и реальных чисел умерших. Действительно,

$$\frac{11{,}8}{8{,}7} \times 100 = 136.$$

[3] Dickinson Frank G. и Martin Leonard W.— Physician Mortality 1949—1951 из «Journal of the American Medical Association», Vol. 162, 1462—1468, декабрь 1955.

ТАБЛИЦА 13

Возрастные группы	Фактическое число умерших врачей в 1949—1951 гг.	Ожидаемое число умерших на основе стандартного населения
20—24	12	14,2
25—29	75	116,7
30—34	120	154,2
35—39	165	248,3
40—44	328	383,6
45—49	448	484,9
50—54	599	636,2
55—59	751	819,7
60—64	1 130	1099,8
65—69	1 458	1441,1
70—74	1 834	1857,2
75—79	1 680	1852,1
80—84	1 268	1381,5
85—89	580	679,0
90—94	240	274,0
95—99	45	64,8
100 и старше	5	5,6
Все возрасты	10 738	11513,8

даемых лиц относительно велико (свыше 200 000 чел.), все же перед нами типичный случай, когда вся задача сопоставления может быть решена только путем применения метода стандартизации.

За стандарт здесь принята смертность белых мужчин в Соединенных Штатах за тот же период.

Сравнения «ожидаемых» (на основе стандартного населения) и фактически наблюдаемых смертей *в данной возрастной группе* могут и не иметь значения, если численность врачей в данной возрастной группе незначительна. Но для всей совокупности наблюдаемого населения это влияние недостаточно большого числа случаев исчезает и итог фактического числа умерших (10 738) приобретает значение от сопоставления с общим числом «ожидаемого числа умерших» (11513,8). На основе этого сопоставления мы получаем показатель смертности американских врачей по отношению к смертности белых мужчин:

$$I = \frac{10\,738}{11513{,}8} \times 100 = 93{,}3.$$

Этот показатель говорит о том, что смертность врачей в США на 6,7% ниже смертности белых мужчин США.

3

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ

Таблицы смертности дают наиболее полное статистическое описание смертности.

Составление таблиц смертности является одним из наиболее старых приемов демографической науки. Этот прием распространили и на другие демографические явления, в некоторых случаях более, а в других менее успешно. Во всяком случае таблицы смертности дают модель, в некоторых случаях пригодную и для более широкого применения.

Составление таблицы смертности

Предположим, что мы располагаем возможностями наблюдать определенную часть поколения или группу поколений (т. е. группу лиц, родившихся в течение одного года, или в течение нескольких календарных лет) с момента рождения до полного вымирания к 100 годам.

Мы будем располагать хорошим статистическим описанием смертности в этой группе, если будем знать число доживающих до близко расположенных возрастов, например, если мы имеем показатели численности поколения за все следующие один за другим годы: 0 лет (рождение), один год, два года, . . ., 95 лет, 96 лет и т. д.

Деляпорт [1] приводит сведения о различных поколениях прошлого века и даже XVIII в. Эти сведения, разумеется, не являются результатом непосредственных наблюдений, но получены путем восстановления цифровых показателей, в детали которого мы здесь не будем входить.

[1] D e l a p o r t e. Évolution de la mortalité en Europe depuis l'origine des statistiques de l'état civil, Paris, 1941.

Так, например, мы знаем, что из числа каждых 10 000 французов (мужчин), родившихся примерно в 1880 г.,

8200 дожили до 1 года,
7815 дожили до 2 лет,
7580 дожили до 3 лет,
7435 дожили до 4 лет,
. . . . . .
5529 дожили до 45 лет,
5466 дожили до 46 лет.

Здесь речь идет о точных возрастах, иными словами, мы имеем в виду 8200 лиц, которым исполнился один год, 7815 лиц, которым исполнилось два года, и т. д.

Это, очевидно, совершенно равносильно тому, что из наблюдаемой группы родившихся 10 000 французов

1800 умерли между 0 и 1 годом,
385 умерли между 1 и 2 годами,
235 умерли между 2 и 3 годами,
145 умерли между 3 и 4 годами,
. . . . . .
63 умерли между 45 и 46 годами [1].

К этим двум типам данных можно присоединить еще третий, более разработанный тип, который измеряет риск смерти в промежутке между определенными возрастами; этот тип данных представляет собой показатель вероятности смерти.

Согласно определению этой вероятности, которое дано на стр. 58, для приведенного примера мы имеем:

вероятность для 0 лет

$$\frac{1800}{10\,000} = 180 \text{ на } 1000;$$

вероятность для 1 года

$$\frac{385}{8200} = 47 \text{ на } 1000;$$

вероятность для 45 лет

$$\frac{63}{5529} = 11 \text{ на } 1000.$$

[1] Именно такой способ, т. е. учет последовательного, год за годом, вымирания поколения, наиболее удобен при непосредственном наблюдении за смертностью в определенной группе населения.

Можно представить эти величины в одной таблице в соответствии с обычным составлением таблиц смертности (табл. 1).

Обычные обозначения, применяемые в этой таблице, следующие:

x — точный возраст, соответствующий числу полных лет;

S_x — общая численность доживших до точного возраста x [1].

$d\,(x,\ x+1)$ — число смертей между точными возрастами x и $x+1$.

q_x — вероятность смерти в возрасте x на протяжении года.

Например, в данном случае $S_{45} = 5529$, $d\,(45,\ 46) = 63$, $q_{45} = 11$ на 1000

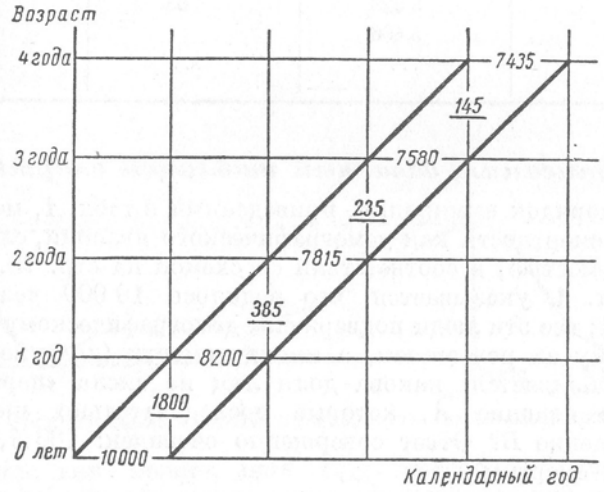

Рис. 37. Дожившие и умершие из таблицы смертности.

Отсюда вытекает: $d\,(x,\ x+1) = S_x - S_{x+1}$, и, следовательно,

$$S_{x+1} = S_x - d\,(x,\ x+1);$$

$$q_x = \frac{d\,(x,\ x+1)}{S_x},$$

и, следовательно, $d\,(x,\ x+1) = S_x \times q_x$.

Заметим в заключение, что если данные табл. 1 касаются одного поколения, то они могут быть представлены в диаграмме Лексиса следующим образом (см. рис. 37).

[1] В русской литературе принято обозначение l_x. — *Прим. ред.*

ТАБЛИЦА 1. ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ МУЖЧИН ВО ФРАНЦИИ, РОЖДЕННЫХ ОКОЛО 1880 г.

Возраст x (в годах)	Число доживших до возраста x S_x	Число смертей между возрастом x и возрастом $x+1$ $d(x, x+1)$	Вероятность смерти между возрастом x и возрастом $x+1$ на 1000 q_x
0	10 000	1 800	180
1	8 200	385	47
2	7 815	235	30
3	7 580	145	19
4	7 435		
...	...	...	...
45	5 529	63	11
46	5 466		
...	...	...	...

Способ описания, даваемый таблицей смертности

Зная порядок вымирания, приведенный в табл. 1, можно дать описание смертности как демографического явления, следующего за рождаемостью, в соответствии со схемой на стр. 70.

В табл. 1 указывается, что родилось 10 000 человек; это явление A; все эти люди подвержены демографическому явлению, следующему за рождением, а именно смерти (явление B):

1. Спрашивается: какова доля лиц из числа «переживших» начальное явление A, которые последовательно «переживут» также явление B? Ответ совершенно очевиден: 100%, так как все люди смертны.

2. Как распределяются промежутки времени между явлением A и явлением B? Здесь в сущности идет речь о продолжительности жизни, а искомое распределение это не что иное, как распределение умерших по возрастам в приведенной таблице. Для таблицы смертности, из которой табл. 1 дает лишь некоторые извлечения, это распределение соответствует распределению на рис. 38 [1].

Составление таблицы смертности

Таблица смертности полностью определяется, если нам известен один из трех рядов:

$$\{S_x\};\quad \{d(x, x+1)\};\quad \{q_x\}.$$

[1] Ввиду того что поколение родившихся в 1880 г. не могло подвергаться наблюдению до полного своего вымирания, для наиболее старых возрастов на рис. 38 распределение смертей является результатом экстраполяции (см. D e l a p o r t e, op. cit., p. 62).

Мы только что рассмотрели то, что касается $\{S_x\}$. На рис. 38 представлен ряд $\{d(x, x+1)\}$. Знание этого ряда позволяет легко перейти к $\{S_x\}$, а затем и к $\{q_x\}$.

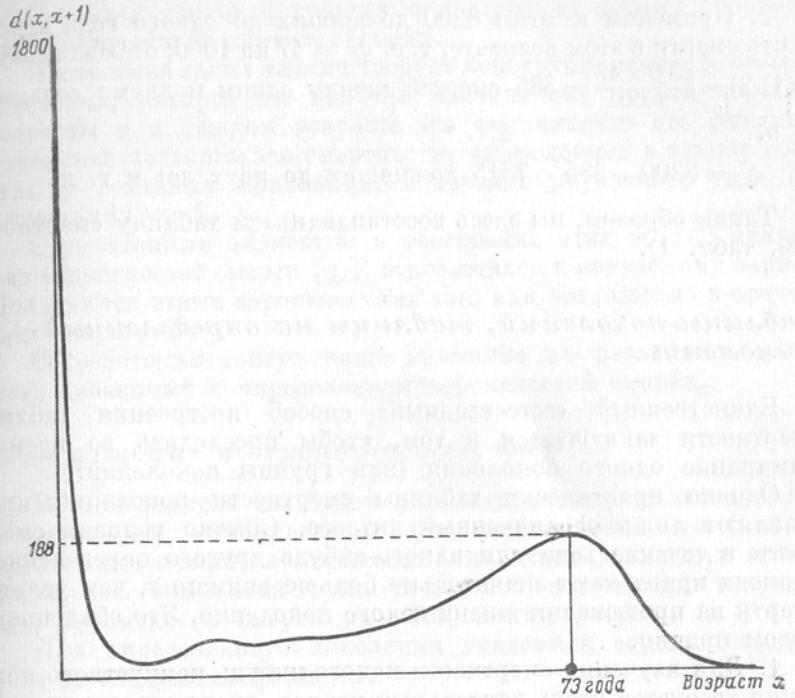

Рис. 38. Распределение смертей по возрастам по таблице смертности.

Покажем, как можно, зная $\{q_x\}$, вывести из него $\{S_x\}$ и $\{d(x, x+1)\}$. Это имеет существенное значение для построения таблицы смертности. Рассмотрим построение табл. 1, начиная с

$q_0 = 180$ на 1000,
$q_1 = 47$ на 1000,
$q_2 = 30$ на 1000,
$q_3 = 19$ на 1000,
. . . . . .

Проследим теперь за исходным числом родившихся, т. е. S_0, которое называют *корнем* таблицы. Выбор здесь весьма произвольный, но в целях удобства обычно пользуются такими числами, которые являются степенями 10, т. е. 1000, 10 000, 100 000, 1 000 000...

1. Пусть в данном случае $S_0 = 10\,000$. Согласно значению вероятности смерти и поскольку $q_0 = 180$ на 1000

$$d(0; 1) = \frac{10\,000 \times 180}{1000} = 1800.$$

Из общего числа 10 000 родившихся 1800 умирают между 0 и одним годом: Следовательно,

$S_1 = 10\,000 - 1800 = 8200$ доживших до одного года.

2. Применим к этим 8200 доживших до одного года вероятность смерти в этом возрасте, т. е. $q_1 = 47$ на 1000; отсюда следует: $d(1; 2) = \frac{8200 \times 47}{1000} = 385$ смертей между одним и двумя годами, т. е.

$S_2 = 8200 - 385 = 7815$ доживших до двух лет и т. д.

Таким образом, мы здесь восстанавливаем таблицу смертности (см. табл. 1).

Таблицы поколений, таблицы на определенный момент

Единственный «естественный» способ построения таблицы смертности заключается в том, чтобы проследить во времени вымирание одного поколения (или группы поколений).

Однако практически таблицы смертности поколений представляют лишь ограниченный интерес. Обычно условия смертности в течение года или какого-нибудь другого определенного периода привлекают значительно больше внимания, чем условия смерти на протяжении жизни целого поколения. Это объясняется рядом причин.

1. Для изучения смертности какого-нибудь конкретного поколения требуется очень длительный период, около столетия; поэтому подобное наблюдение становится затруднительным.

2. Влияние обстоятельств в прошлом, по-видимому, не сказывается на будущем различных поколений, иначе говоря, отбор посредством смертности оказывается слабым фактором по сравнению с другими действующими факторами [1], в результате чего анализ вымирания поколения мало помогает анализу смертности в отличие, например, от брачности; при анализе брачности никогда нельзя полностью абстрагировать поведение того или иного поколения на определенную дату, от его прошлой истории (восстановление отложенных браков и т. д.).

3. Далее, существует очевидный интерес в том, чтобы наблюдать состояние смертности в течение данного года с целью измерения влияния различных экономических, социальных, эпидемиологических, климатических и других факторов и изучения эволюции смертности из года в год. Это измерение облегчается тем, что, как только что было сказано, условия прошлого, по-видимому,

[1] Это может измениться, когда останутся только эндогенные смерти людей преклонного возраста.

не отражаются на современной ситуации, которая зависит почти исключительно от условий данного момента.

Короче говоря, в изучении смертности поперечный анализ всегда имеет преимущество по сравнению с продольным анализом.

Перейдем теперь к вопросу о построении таблиц смертности на определенный момент времени.

Построение таких таблиц требует конструирования *фиктивного поколения*, которое мы как бы «заставляем» пройти через все возрасты и в каждом возрасте мы «заставляем» это фиктивное поколение подвергаться смертности, наблюдаемой в тех же возрастах у реальных поколений, в течение изучаемого года (или нескольких лет).

Существенным элементом в построении этих таблиц является ряд вероятностей смерти $\{q_x\}$, относящихся к изучаемому периоду. Пользуются этими вероятностями так, как это описано в предыдущем параграфе.

Сосредоточим теперь наше внимание на различных проблемах, связанных с определением вероятностей смерти.

Возвращение к вероятностям смерти

В этом разделе мы будем рассматривать исчисление *годовых вероятностей*, показывающих для одного поколения (или для группы поколений) в отношении лиц, принадлежащих к этому поколению (или к этой группе поколений) и достигших возраста x лет, вероятность смерти до наступления возраста $x + 1$ год.

Для определенного поколения указанная вероятность вытекает из следующей формулы:

$$q_x = \frac{d(x, x+1)}{S_x}.$$

В применении к нескольким поколениям (мы здесь для примера ограничиваемся двумя поколениями, которые в целях разграничения отмечаем сверху цифрами 1 и 2) эта вероятность равняется [1]:

$$q_x = \frac{d^1(x, x+1) + d^2(x, x+1)}{S^1_x + S^2_x}. \qquad (F)$$

[1] Эту вероятность для двух поколений можно определить так же, как среднюю арифметическую из следующих двух выражений:

$$q^1_x = \frac{d^1(x, x+1)}{S^1_x} \quad \text{и} \quad q^2_x = \frac{d^2(x, x+1)}{S^2_x}.$$

Эта средняя арифметическая будет несколько отклоняться от определенной нами в формуле (F) величины q_x. При подсчете по первому способу число смертей двух поколений будет взвешено по численности поколений. Но, поскольку эти смертности относятся к различным периодам, можно считать более правильным (чтобы достичь более точного измерения смертности за изучаемый период) принять среднюю арифметическую из вероятности смерти для двух поколений, применяя равные веса для обоих поколений.

Данные, которыми мы пользовались, размещаются на диаграмме Лексиса, как показано на рис. 39а и 39б.

Вернемся к поставленной нами проблеме определения вероятности смерти в разных возрастах исходя *из всех* смертей, происшедших в изучаемом населении в течение календарного года (или группы лет).

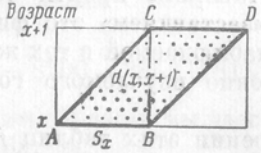

Рис. 39а.

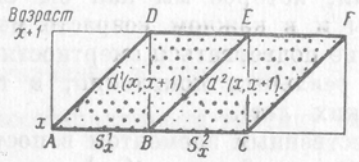

Рис. 39б.

Если мы изучаем смертность данного календарного года C (рис. 40а), мы должны учитывать все смерти, включаемые в соответствующую вертикальную дорожку на диаграмме Лексиса.

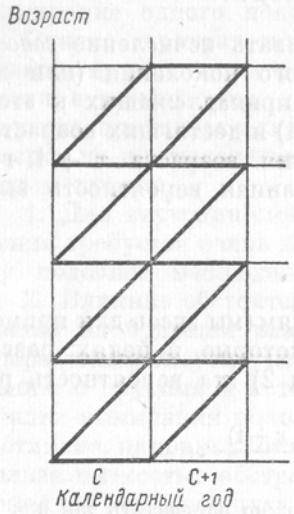

Рис. 40а.

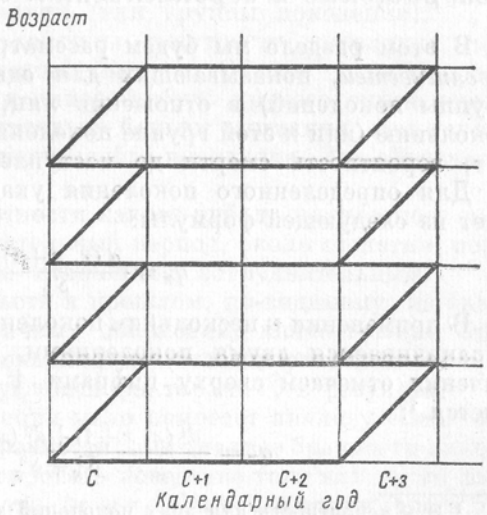

Рис. 40б.

Согласно их строгому определению вероятности являются результатами расчетов в параллелограммах, для чего требуется включить в расчет число смертей по меньшей мере за два следующих один за другим года — C и $C+1$ (или $C-1$ и C). Поэтому, сохраняя способ исчисления вероятности смертности, соответствующий его определению, мы сталкиваемся с невозможностью произвести это исчисление на основе данных о числе умерших только за один календарный год и построить таблицу для одного года.

Мы можем, несомненно, исчислить вероятности смерти на основании данных о числе смертей двух или более календарных лет, но никогда нельзя включить все случаи смерти, происшедшие в изучаемом периоде. Если этот период охватывает два года, то

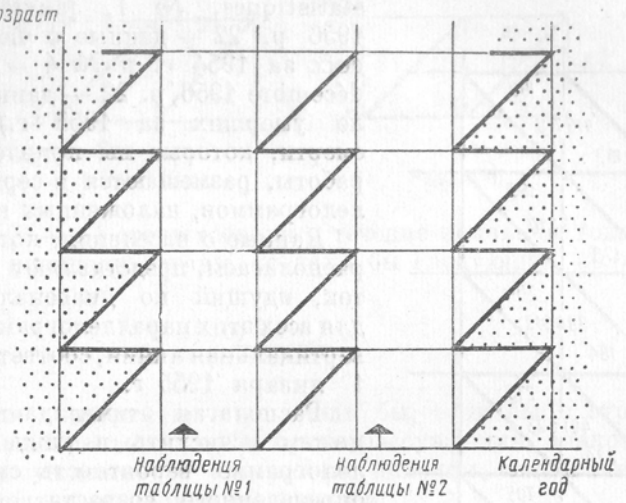

Рис. 41.

приблизительно половина случаев смерти остается вне расчета (см. рис. 40а); если же период охватывает четыре года, то около $\frac{1}{4}$ всего числа умерших не входит в расчет (см. рис. 40б).

При расчете таблиц смертности, которые очень точно «вписываются» в конфигурацию диаграммы Лексиса (рис. 41), не упускаются из виду никакие количественные показатели смертности в данной стране. Но проблема точного определения условий смертности в данный момент остается нерешенной.

Прежде чем приступить к определению вероятности смерти исходя из числа смертей за один календарный год, мы предпримем полное исчисление таблицы смертности исходя из классического определения вероятности для некоторого поколения.

Таблица смертности мужчин во Франции за 1954—1955 гг.

Это название не вполне обосновано, поскольку, как мы только что убедились, метод исчисления, который будет применен в данном случае, оставляет в стороне приблизительно половину числа смертей за 1954—1955 гг.

Необходимые статистические сведения сводятся к следующему:

1. Население по возрасту на 1 января 1955 г., т. е. та цифра,

которая фигурирует в статистическом ежегоднике Франции за 1956 г., стр. 9 и 10.

2. Статистические данные о числе умерших по полу и возрасту (двойная классификация) за 1954 и 1955 гг. (см. Études statistiques, № 1, janvier — mars, 1956 p. 22 — данные о числе умерших за 1954 г. и № 4 — octobre — décembre 1956, p. 22 — данные о числе умерших за 1955 г.). Случаи смерти, которые мы привлекаем для работы, размещаются в серии параллелограммов, наложенных на рис. 42.

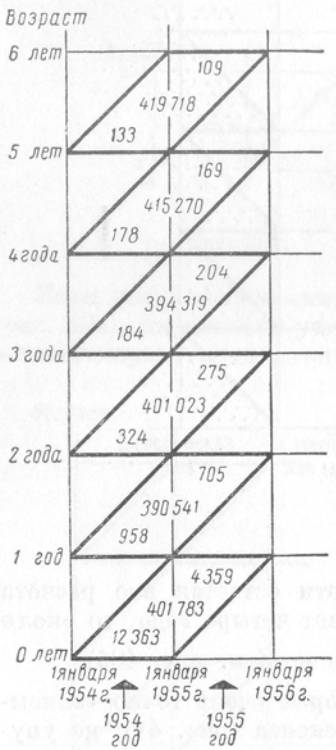

Рис. 42.

Данные о населении, которыми мы располагаем, представляют собой поток, идущий по диагонали, общей для всех этих параллелограммов; это — вертикальная линия, соответствующая 1 января 1955 г.

Располагая этими данными, мы можем исчислить в каждом параллелограмме вероятность смерти для определенного возраста.

1. Если изучаемое население является закрытым, иначе говоря, если не существует миграций, то мы очень просто определим численность лиц каждого возраста x по состоянию на1 января 1955 г.— P (см. рис. 43а), т. е. S [1]; d и d' — это число смертей в двух треугольниках Лексиса; ясно поэтому, что $S = P + d$ и, следовательно,

$$q = \frac{d+d'}{P+d} . \qquad (F)$$

2. Если изучаемое население подвержено миграции, то формула (F) *при некоторых условиях* все же сохраняет свое значение.

Попробуем ввести численность эмигрантов (e, e') и иммигрантов (i, i') в два треугольника на диаграмме Лексиса (рис. 43б). Пусть q будет искомой вероятностью смерти, относительно которой мы предполагаем, что она одинакова для всех категорий населения (мигрантов и не мигрантов).

Без миграций S дожившие до возраста x дадут S_q умерших. В действительности же будет зарегистрировано ($d + d'$) смертей, но в эту цифру необходимо внести поправки:

[1] Так как здесь нет никакой неясности, то мы в целях упрощения записей опускаем подписные значки.

а) смерти, которые произошли бы, если бы эмигранты ($e + e'$) не покинули наблюдаемое население; так как миграция происходит обычно равномерно в течение года, то можно допустить, что

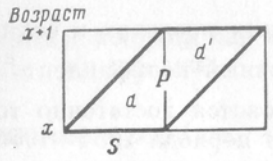

Рис. 43а.

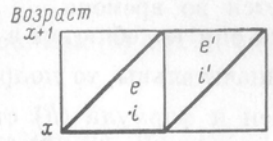

Рис. 43б.

эмигранты ($e + e'$) отсутствовали в течение половины года. Если бы они не покидали страну, то дали бы следующее количество смертей:

$$\frac{q\,(e+e')}{2} ;$$

б) смерти, которые не приозошли бы, если бы в страну не прибыли иммигранты ($i + i'$); путем рассуждения, аналогичного нашему рассуждению об эмиграции, находим, что иммигранты дали бы следующее количество смертей:

$$\frac{q\,(i+i')}{2} .$$

Таким образом, вносим поправки [1] в сумму $d + d'$ и получаем равенство:

$$S_q = d + d' + \frac{q\,(e+e')}{2} - \frac{q\,(i+i')}{2} . \qquad (I)$$

С другой стороны

$$S = P + d + e - i.$$

Подставляя это значение S в (I), мы получаем:

$$(P+d+e-i)\,q = d + d' + q\,\frac{e+e'}{2} - q\,\frac{i+i'}{2} ;$$

$$q\left(P+d+e-i-\frac{e}{2}-\frac{e'}{2}+\frac{i}{2}+\frac{i'}{2}\right) = d+d';$$

$$q\left(P+d+\frac{e-e'}{2}-\frac{i-i'}{2}\right) = d+d';$$

$$q = \frac{d+d'}{P+d+\frac{e-e'}{2}-\frac{i-i'}{2}} .$$

[1] Эти поправки не вполне точны по причинам, которые потребовали бы очень долгих объяснений. Поэтому мы ограничимся здесь следующим далее исчислением, степень точности которого вполне соответствует точности тех статистических данных, которыми мы обычно располагаем.

Если $\frac{e-e'}{2}-\frac{i-i'}{2}$ равно 0, то мы вновь приходим к формуле (F), в частности, в том случае, если $e = e'$ и $i = i'$; такая ситуация может сложиться в том случае, если интенсивность миграций не колеблется во времени.

Если же они колеблются в узких пределах и если миграции вообще незначительны, то поправочный коэффициент $\frac{e-e'}{2}-\frac{i-i'}{2}$ незначителен и формула (F) становится достаточно точной. Это относится, например, к Франции периода 1954—1955 гг.

Перейдем к практическому выполнению указанных исчислений.

Будем различать предварительные, или подготовительные, исчисления, ведущие к получению вероятностей смерти, и основные исчисления, которые на основе полученных вероятностей смерти ведут к построению таблицы смертности. И те, и другие исчисления объединены в одной таблице (см. табл. 2). Колонки (1), (2) и (3) в табл. 2 служат только для исходных данных, которые кладутся в основу исчисления различных вероятностей[1], подобно тому, как это показано на рис. 42. В колонках (4) и (5) исчислены величины $P + d$ и $d + d'$, служащие для определения q в колонке (6), согласно формуле:

$$q = \frac{d+d'}{P+d}.$$

[1] Отметим, что число смертей мальчиков в возрасте до одного года в 1954 г. (поколение 1954 г.) неодинаково на рис. 42 (12 363) и в табл. 2 (14 563). Это расхождение вызвано тем, что мы учли «ложных мертворожденных» на основе пропорционального распределения умерших с «незарегистрированным дыханием», как это видно из следующей таблицы:

	Дыхание учтено	Дыхание не учтено
Не дышали (настоящие мертворожденные) . .	13 843	470
Дышали (ложные мертворожденные)	3 546	121
Всего	17 389	591

Таким образом, для обоих полов вместе мы получаем 3667 «ложных мертворожденных» (3546 + 121).

Учитывая долю мальчиков среди новорожденных $\frac{105}{205}$ и повышенный уровень смертности мальчиков (примерно на 25%), мы пришли к выводу, что 60% этих ложных мертворожденных были мужского пола. Поскольку в 1954 г. они практически все принадлежали к поколению 1954 г., принимаем число 3667 × 0,6=2200 ложных мертворожденных мужского пола в 1954 г. (поколения 1954 г.); отсюда: 12 363 + 2200 = 14 563 смертей мальчиков в возрасте до одного года в 1954 г. (поколения 1954 г.).

Вероятности $\{q_x\}$ в дальнейшем вводятся в действие в соответствии с правилами, описанными на стр. 113, после чего получаем ряды

$$\{S_x\} \quad \text{и} \quad \{d(x, x+1)\}.$$

Таблица дополнена еще колонками (9) и (10), которые требуют подробных объяснений.

Ожидаемая продолжительность жизни

Естественным способом «синтезирования» смертности людей одного поколения в различных возрастах является исчисление среднего возроста умерших этого поколения, что соответствует также средней продолжительности жизни.

Это понятие без каких-либо преобразований может быть также отнесено и к фиктивным поколениям, когда ставится задача построения таблиц смертности косвенным способом. К тому же это служит единственным способом приложить конкретное понятие средней продолжительности жизни к условиям смертности в течение года или нескольких лет.

Уточним сказанное здесь, применяя буквенные обозначения.

1. *Какова средняя продолжительность жизни S_0 новорожденных по таблице смертности?*

Если бы число прожитых лет в группе S_0 новорожденных равномерно распределялось между ними, то каждый новорожденный достигал бы средней продолжительности жизни по данной группе.

Это определение непосредственно наталкивает на отыскание метода исчисления средней продолжительности жизни.

Подсчитаем общую сумму лет, прожитых всеми S_0 новорожденными.

С одной стороны, прожив полностью первый год жизни, S_1 индивидов достигли своей первой годовщины, прожили в целом S_1 лет; прожив полностью второй год жизни, S_2 индивидов достигли своей второй годовщины, прожили в целом S_2 лет и т. д.

Таким образом, мы получаем общее число прожитых лет:

$$S_1 + S_2 + \ldots + S\omega\,[1].$$

[1] Мы отмечаем буквой ω последнюю годовщину, достигнутую лицами рассматриваемого поколения (безразлично, реального или фиктивного). Согласно этому определению $S_{\omega+1} = S_{\omega+2} = \ldots = 0$. Конечно, ω не может быть определена вполне точно: напомним, однако, что она не должна превышать 110 лет (см. P. V i n c e n t. La mortalité des vieillards, Population, № 2, avril-juin 1951).

Сумма $S_1 + S_2 + \ldots + S_\omega$ кратко выражается так:

$$\sum_{i=1}^{\omega} S_i.$$

С другой стороны, нужно учитывать те доли лет, которые были прожиты после последнего дня рождения. Ведь до сих пор в отношении индивида, умершего в возрасте два года три месяца, мы учитывали лишь два полных года жизни, которые позволяли ему фигурировать в численности населения S_1 и S_2. Однако он не включался в численность S_3 и, следовательно, три месяца его жизни, прошедшие после того, как ему исполнилось два года, не принимались во внимание.

Чтобы внести необходимую поправку, допустим, что смерти распределяются равномерно [1] и что лица, умершие между возрастами x и $x+1$, прожили в среднем по полгода, т. е. в целом по всем умершим за этот год:

$$0{,}5d(x, x+1).$$

Общая поправка в таком случае составит:

$$0{,}5d(0, 1)+0{,}5d(1, 2)+0{,}5d(2, 3)+\ldots+0{,}5d(\omega, \omega+1),$$

т. е.

$$0{,}5\,[d(0, 1)+d(1, 2)+d(2, 3)+\ldots+d(\omega, \omega+1)],$$

или

$$0{,}5S_0,$$

поскольку цифры, включенные в скобки, дают общую численность группы при рождении.

Средняя продолжительность жизни, которую мы обозначим как e_0, таким образом, составит:

$$\frac{0{,}5S_0+S_1+S_2+\ldots+S_\omega}{S_0}=\frac{0{,}5S_0}{S_0}+\frac{S_1+S_2+\ldots+S_\omega}{S_0};$$

$$e_0=\frac{1}{2}+\frac{S_1+S_2+\ldots+S_\omega}{S_0}.$$

Эту величину мы обычно называем средней продолжительностью предстоящей жизни для новорожденного.

2. *Какова средняя продолжительность жизни для лиц, достигающих возраста x в таблице смертности?*

Вполне очевидно, что речь идет об обобщении вопроса 1. Средняя продолжительность жизни в возрасте x обозначается как e_x.

Вычитая число лет, которое осталось жить S_x (дожившим в табл. 2), мы приходим к формуле:

$$e_x=\frac{1}{2}+\frac{S_{x+1}+S_{x+2}+\ldots+S_\omega}{S_x}.$$

Таким образом, для расчета средней продолжительности жизни в заданном возрасте x необходимо суммировать числа доживающих начиная от крайнего возраста до $x+1$. Это суммирование чисел колонки 7 произведено в колонке 9 (табл. 2).

[1] Фактически такое равномерное распределение смертей никогда не наблюдается.

ТАБЛИЦА 2. ФРАНЦИЯ. ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ МУЖЧИН ЗА 1954–1955 гг.

Подготовительные расчеты						Таблица смертности					
возраст x	число умерших в возрасте x в поколении 1954—x: в 1954 г. (1)	число умерших в возрасте x в поколении 1954—x: в 1955 г. (2)	численность населения на 1 января 1955 г. (3)	численность лиц, доживших до своего дня рождения (4) = (3) + (1)	число умерших в возрасте x в поколении 1954—x (5) = (1) + (2)	вероятность умереть q_x (на 10 000); (6) = (5)/(4)	число доживших S_x (7)	число смертей $d(x, x+1)$ (8)	$\sum_{i=\omega}^{x+1} S_i$ (9)	e_x (10)	возраст x
0	14 563	4 359	401 783	416 346	18 922	454	10 000	454	645 927	65,1	0
1	958	705	390 541	391 499	1 663	42	9 546	40	636 381	67,2	1
2	324	275	401 023	401 347	599	15	9 506	14	626 875	66,4	2
3	184	204	394 319	394 503	388	10	9 492	9	617 383	65,5	3
4	178	169	415 270	415 448	347	8	9 483	8	607 900	64,6	4
5	133	109	419 718	419 851	242	6	9 475	6	598 425	63,7	5
6	122	92	418 146	418 268	214	5	9 469	5	588 956	62,7	6
7	103	90	415 658	415 761	193	5	9 464	5	579 492	61,7	7
8	89	89	402 766	402 855	178	4	9 459	4	570 033	60,8	8
9	76	53	302 581	302 657	129	4	9 455	4	560 578	59,8	9
10	64	60	292 495	292 559	124	4	9 451	4	551 127	58,8	10
11	68	52	294 796	294 864	120	4	9 447	4	541 680	57,8	11
12	53	70	273 913	273 966	123	4	9 443	4	532 237	56,9	12
13	78	64	245 797	245 875	142	6	9 439	6	522 798	55,9	13
14	60	82	260 220	260 280	142	5	9 433	5	513 365	54,9	14
15	90	104	283 998	284 088	194	7	9 428	7	503 937	54,0	15
16	136	100	285 373	285 509	236	8	9 421	8	494 516	53,0	16
17	153	146	289 212	289 365	299	10	9 413	9	485 103	52,0	17
18	207	176	294 154	294 361	383	13	9 404	12	475 699	51,1	18
19	193	186	296 875	297 068	379	13	9 392	12	466 307	50,1	19
20	240	237	312 239	312 479	477	15	9 380	14	456 927	49,2	20
21	200	192	309 898	310 098	392	13	9 366	12	447 561	48,3	21
22	256	256	324 398	324 654	512	16	9 354	15	438 207	47,3	22
23	284	272	326 919	327 203	556	17	9 339	16	428 868	46,4	23
24	302	309	334 961	335 263	611	18	9 323	17	419 545	45,6	24
25	293	293	316 339	316 632	586	19	9 306	18	410 239	44,6	25
26	342	273	321 914	322 256	615	19	9 288	18	400 951	43,7	26
27	269	278	319 348	319 617	547	17	9 270	16	391 681	42,8	27
28	319	302	322 866	323 185	621	19	9 254	18	382 427	41,8	28
29	351	320	322 636	322 987	671	21	9 236	19	373 191	40,9	29
30	357	345	317 461	317 818	702	22	9 217	20	363 974	40,0	30
31	351	354	316 732	317 083	705	22	9 197	20	354 777	39,1	31
32	369	384	318 802	319 171	753	24	9 177	24	345 600	38,2	32
33	409	374	333 143	333 552	783	23	9 153	21	336 447	37,3	33
34	480	470	340 492	340 972	950	28	9 132	26	327 315	36,3	34
35	257	369	205 511	205 768	626	30	9 106	27	318 209	35,4	35
36	290	255	184 745	185 035	545	29	9 079	25	309 130	34,5	36
37	252	285	160 317	160 569	537	33	9 054	30	300 076	33,6	37
38	283	228	151 763	152 046	511	34	9 024	31	291 052	32,8	38
39	396	263	188 229	188 625	659	35	8 993	31	282 059	31,9	39
40	589	563	287 970	288 559	1 152	40	8 962	36	273 097	31,0	40
41	685	628	296 710	297 395	1 313	44	8 926	39	264 171	30,1	41
42	752	703	300 623	301 375	1 455	48	8 887	43	255 284	29,2	42
43	739	752	282 901	283 640	1 491	53	8 844	47	246 440	28,4	43
44	820	820	300 140	300 960	1 640	54	8 797	48	237 643	27,0	44
45	989	949	299 009	299 998	1 938	65	8 749	57	228 894	26,6	45
46	1 096	1 092	229 234	300 330	2 188	73	8 692	63	220 202	25,8	46
47	1 211	1 100	295 114	296 325	2 311	78	8 629	67	211 573	25,0	47
48	1 256	1 246	297 194	298 450	2 502	84	8 562	72	203 011	24,2	48

Продолжение

Подготовительные расчеты						Таблица смертности					
возраст x	число умерших в возрасте x в поколении 1954—x: в 1954 г. (1)	число умерших в возрасте x в поколении 1954—x: в 1955 г. (2)	численность населения на 1 января 1955 г. (3)	численность лиц, доживших до своего дня рождения (4) = (3) + (1)	число умерших в возрасте x в поколении 1954—x (5) = (1) + (2)	вероятность умереть q_x (на 10 000); (6) = (5)/(4)	число доживших S_x (7)	число смертей $d(x, x+1)$ (8)	$\sum_{i=\omega}^{x+1} S_i$ (9)	e_x (10)	возраст x
49	1 454	1 322	295 088	296 542	2 776	94	8 490	80	194 521	23,4	49
50	1 544	1 521	292 010	293 554	3 065	104	8 410	87	186 111	22,6	50
51	1 692	1 629	289 909	291 601	3 321	114	8 323	95	177 788	21,9	51
52	1 782	1 827	292 391	294 173	3 609	123	8 228	101	169 560	21,1	52
53	1 857	1 998	285 164	287 021	3 855	134	8 127	109	161 433	20,4	53
54	2 013	2 002	271 147	273 160	4 015	147	8 018	118	153 415	19,6	54
55	2 058	2 043	261 912	263 970	4 101	155	7 900	122	145 515	18,9	55
56	2 134	2 044	240 990	243 124	4 178	172	7 778	134	137 737	18,2	56
57	2 032	2 105	228 981	231 013	4 137	179	7 644	137	130 093	17,5	57
58	2 031	2 095	216 046	218 077	4 126	189	7 507	142	122 586	16,8	58
59	1 834	1 975	180 376	182 210	3 809	209	7 365	154	115 221	16,1	59
60	2 046	2 098	177 058	179 104	4 144	231	7 211	167	108 010	15,5	60
61	2 190	2 232	175 537	177 727	4 422	249	7 044	175	100 966	14,8	61
62	2 174	2 105	162 453	164 627	4 279	260	6 869	179	94 097	14,2	62
63	2 334	2 396	164 342	166 676	4 730	284	6 690	190	87 407	13,7	63
64	2 393	2 321	152 882	155 275	4 714	304	6 500	198	80 907	12,9	64
65	2 556	2 627	156 903	159 459	5 183	325	6 302	205	74 605	12,3	65
66	2 655	2 711	149 384	152 039	5 366	353	6 097	215	68 508	11,7	66
67	2 789	2 947	145 698	148 487	5 736	386	5 882	227	62 626	11,1	67
68	2 938	3 105	136 925	139 863	6 043	432	5 655	244	56 971	10,6	68
69	3 033	3 234	133 529	136 562	6 267	459	5 411	248	51 560	10,0	69
70	3 161	3 400	125 909	129 070	6 561	508	5 163	262	46 397	9,5	70
71	3 163	3 358	116 353	119 516	6 521	546	4 901	268	41 496	9,0	71
72	3 389	3 606	111 160	114 549	6 995	611	4 633	283	36 863	8,5	72
73	3 402	3 832	103 132	106 534	7 234	679	4 350	295	32 513	8,0	73
74	3 417	3 569	93 258	96 675	6 986	723	4 055	293	28 458	7,5	74
75	3 670	3 994	90 299	93 969	7 664	816	3 762	307	24 696	7,1	75
76	3 666	4 044	84 313	87 979	7 710	876	3 455	303	21 241	6,6	76
77	3 668	4 148	78 881	82 549	7 816	947	3 152	298	18 089	6,2	77
78	3 752	4 116	71 843	75 595	7 868	1 041	2 854	297	15 235	5,8	78
79	3 511	3 963	62 619	66 130	7 474	1 130	2 557	289	12 678	5,5	79
80	3 371	3 883	53 294	56 665	7 254	1 280	2 268	290	10 410	5,1	80
81	3 124	3 435	45 198	48 322	6 559	1 357	1 978	268	8 432	4,8	81
82	2 886	3 363	38 822	41 708	6 249	1 498	1 710	256	6 722	4,4	82
83	2 371	2 390	26 387	28 758	4 761	1 656	1 454	241	5 268	4,1	83
84	2 196	2 391	24 051	26 247	4 587	1 748	1 213	212	4 055	3,8	84
85	1 857	2 099	19 293	21 150	3 956	1 870	1 001	187	3 054	3,6	85
86	1 535	1 776	13 223	14 758	3 311	2 244	814	183	2 240	3,3	86
87	1 340	1 468	9 924	11 264	2 808	2 493	631	157	1 609	3,1	87
88	1 126	1 228	8 228	9 354	2 354	2 517	474	119	1 135	2,9	88
89	813	891	5 526	6 339	1 704	2 688	355	95	780	2,7	89
90							260		520	2,5	90

Однако, начиная это суммирование, мы наталкиваемся на одно затруднение: так как в таблице не приведены цифры для возрастов, превышающих 89 лет, то мы не имеем крайнего (наивысшего) возраста и не можем узнать таким способом сумму $S_{90} + S_{91} + \ldots + S_{\omega}$.

Следует отметить, что оценка смертности глубоких стариков связана с большими статистическими трудностями [1]. Здесь мы учитываем эту смертность только для того, чтобы получить правильное определение средней продолжительности жизни для других возрастов.

Для того чтобы принять во внимание годы, прожитые сверх 90 лет, примем наиболее вероятные величины средней продолжительности жизни в этом возрасте. Согласно формуле (E) мы примем x равным 90.

$$e_{90} = \frac{1}{2} + \frac{S_{91} + S_{92} + \ldots + S_{\omega}}{S_{90}}.$$

Отсюда нетрудно вывести:

$$S_{91} + S_{92} + \ldots + S_{\omega} = (e_{90} - 0{,}5)\, S_{90}.$$

Если мы примем величину e_{90} равной 2,5 годам, то сумма $S_{91} + S_{92} + \ldots + S_{\omega}$ в табл. 2 составит удвоенное число доживших до 90 лет, т. е. $2 \times 260 = 520$ доживших.

Выбор величины 90 носит отчасти произвольный характер, но влияние произвольности этого выбора очень невелико: прежде всего, согласно ряду исследований (см. уже цитированное выше исследование П. Венсана) средний остаток жизни в самых преклонных возрастах мало варьирует в зависимости от эпохи и от страны; когда мы принимаем 3,2 года и 2,0 года, цифры, которые являются крайними величинами для западных стран в течение последних 100 лет, мы получаем расхождение с нашим расчетом, выражающееся в десятых долях года. Для более молодых возрастов расхождение почти не ощущается.

Таким образом, шаг за шагом, путем деления нарастающих итогов числа прожитых человеком от ω до $x + 1$ лет (колонка 9) на число доживших до возраста x (колонка 7) и затем прибавляя 0,5 (см. поправочный коэффициент формулы (E), получаем среднюю продолжительность предстоящей жизни для возраста x (колонка 10).

В частности, в результате этого расчета мы находим, что средняя продолжительность жизни новорожденного мальчика во Франции в 1954—1955 гг. была равна 65,1 года.

---

[1] Ср. P. V i n c e n t. La mortalité des vieillards, Population, № 2, avril-juin, 1951.

Описание смертности мужчин во Франции в течение 1954—1955 гг. при помощи элементов таблицы смертности

Мы приступаем к рассмотрению вариаций величин q_x, S_x, $d\,(x,\ x+1)$, e_x по возрастам; одновременно введем некоторые новые понятия.

Обратимся к графическим изображениям на рис. 44.

Вероятность умереть q_x. Эта величина, которая в 0 лет совпадает с коэффициентом детской смертности, сначала быстро уменьшается и достигает довольно устойчивого минимума между 10 и 15 годами [1]. После этого наступает непрерывное повышение, продолжающееся до наиболее высоких возрастов. В таблице смертности мужчин во Франции в 1954 г. изменения q_x с возрастом не имеют вполне непрерывного характера (в графическом аспекте). Это отсутствие непрерывности особенно заметно в тех возрастах, где q_x невелико и величина его зависит от ряда случайных факторов, как-то: оперирование небольшими числами, возможные ошибки при регистрации смертей (например, ошибочная регистрация военных смертей как гражданских), в некоторых случаях миграционные процессы и т. д. В силу этих причин, например, q_{21}, q_{27}, q_{32} соответственно ниже, чем q_{20}, q_{26}, q_{31} [2].

Далее определяем для каждого точного возраста x вероятность p_x дожить до следующей годовщины.

Согласно определению

$$p_x = \frac{S_{x+1}}{S_x}\ .$$

Это также является дополнением до единицы величины вероятности умереть q_x [3].

Число доживающих S_x *из начальной общей численности* S_0 (в данном случае 10 000 человек). Эта кривая обычно называется *кривой доживаемости*. Заметим, что, если в данном населении

[1] Положение этого минимума может быть уточнено путем исчисления коэффициентов с большим числом значащих цифр (см. следующее примечание). Обычно минимум смертности приходится на возраст 10 или 11 лет.

[2] Существует несколько различных технических приемов для упорядочения значений вероятностей. Наиболее простой и наиболее элементарный способ — это графическое выравнивание. Такого выравнивания вполне достаточно для стран, имеющих хорошую статистику.

[3] Это легко доказывается: $p_x = \frac{S_{x+1}}{S_x}$,

но мы знаем, что $S_{x+1} = S_x - d\,(x,\ x+1)$; следовательно,

$$p_x = \frac{S_x - d\,(x,\ x+1)}{S_x} \quad \text{или}$$

$$1 - \frac{d\,(x,\ x+1)}{S_x}\ ,$$

т. е. $p_x = 1 - q_x$.

число ежегодных рождений есть величина неизменная, а также неизменны и условия смертности, количества S_x дают число лиц, достигающих каждый год различных возрастов i. Таким путем вводится понятие *стационарного населения* (см. стр. 300).

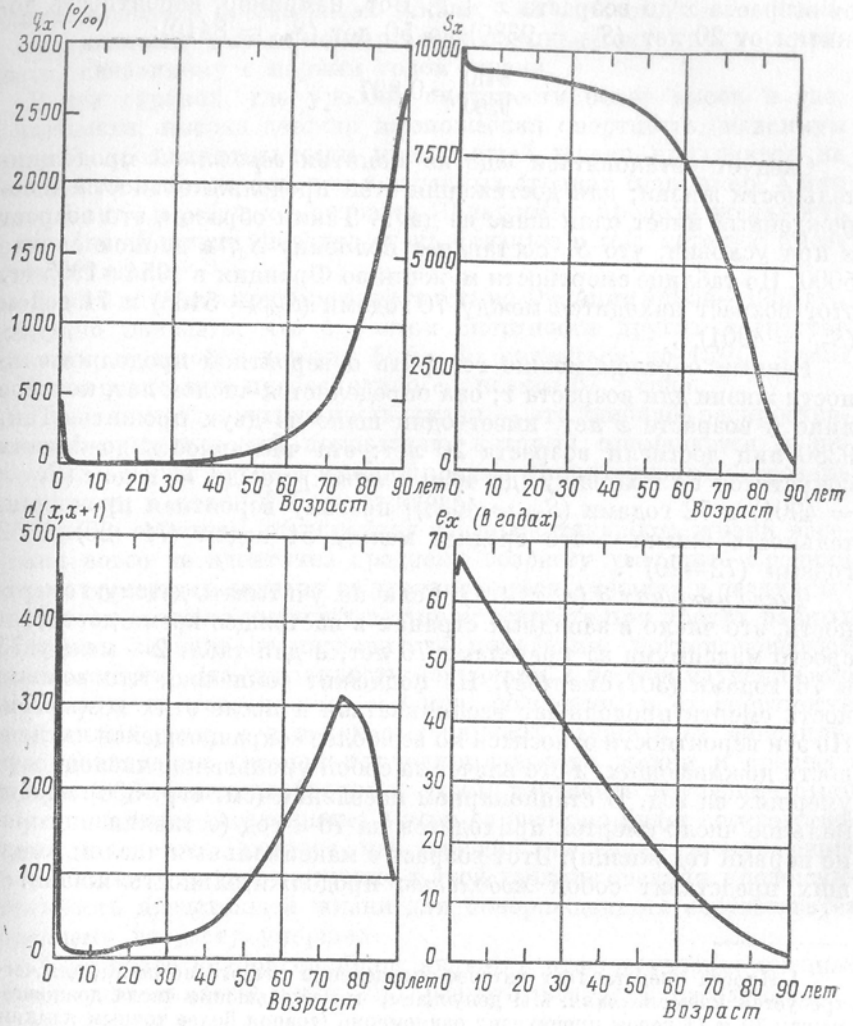

Рис. 44.

Рассмотрение S_x приводит нас к определению вероятности дожития от одного возраста до другого.

Так, некое выражение S_x определяет долю S_0 новорожденных, которые достигают полного возраста x. Например, $S_{20} = 9380$; следовательно, из 10 000 новорожденных 9380 человек достигают возраста 20 лет. Величина 0,9380 называется *вероятностью дожи-*

тия до 20 лет (в условиях смертности, которые представлены в таблице).

Вычисляя отношение $\frac{S_{x+k}}{S_x}$, мы получаем вероятность дожития от возраста x до возраста $x + k$. Вот, например, вероятность дожития от 20 лет ($S_{20} = 9380$) до 50 лет ($S_{50} = 8410$):

$$\frac{8410}{9380} = 0{,}897.$$

Следует остановиться еще на понятии *вероятной* продолжительности жизни; для достижения этой продолжительности новорожденный имеет один шанс из двух. Таким образом, это возраст x при условии, что S_x составляет половину S_0, в данном случае 5000. По таблице смертности мужчин во Франции в 1954—1955 гг. этот возраст находится между 70 годами ($S_{70} = 5163$) и 71 годом ($S_{71} = 4901$) [1].

Равным образом можно говорить о вероятной продолжительности жизни для возраста x; она определяется числом лет, которое лицо в возрасте x лет, имеет один шанс из двух прожить. Так, 9380 лиц достигли возраста 20 лет: эта численность доживших сократится на половину (до 4690 человек) между 71 годом ($S_{71} = 4901$) и 72 годами ($S_{72} = 4633$); поэтому вероятная продолжительность жизни — это среднее между 51 годом (71—20) и 52 годами (72—20) [2].

Число умерших d $(x, x + 1)$. Если не учитывать детскую смертность, это число в западных странах в настоящее время достигает своего максимума за пределами 70 лет, а для табл. 2— между 75 и 76 годами (307 смертей). Не подлежит сомнению, что вероятность смерти продолжает увеличиваться и после этих возрастов. Но эти вероятности относятся ко все более сокращающейся численности доживающих, и это влечет за собой уменьшение численности умерших за год. В стационарном населении (см. стр. 300) максимальное число смертей приходится на 76-й год (оставляя в стороне первый год жизни). Этот возраст с максимальным числом умерших представит собой *модальную* продолжительность жизни.

[1] Иногда представляет интерес определение точного возраста, для чего требуется *интерполяция*. Мы допускаем, что уменьшение числа доживших между 70 и 71 годом происходит равномерно (говоря более точным языком, мы скажем, что уменьшение имеет линейный характер и что мы применяем *линейную интерполяцию*). Итак, постарение на один год (между 70 и 71 годом) влечет за собой смерть 262 лиц (5163—4901). Какой же части года начиная с 70 лет соответствует смерть 163 лиц (5163—5000)? Согласно нашей линейной гипотезе эта часть года составит $\frac{163}{262}$ года (т. е. 0,62 года в виде десятичной дроби). Вероятная продолжительность жизни составит, таким образом, 70,62 года.

[2] Более точный подсчет (по способу, приведенному в предыдущей сноске) дает 51,79 года.

Средняя продолжительность жизни e_x. Это число достигает своего максимума к 1 году жизни, после чего оно начинает постепенно снижаться. Уровень e_0 вновь достигается между 3 и 4 годами. В действительности новорожденный имеет *меньшую среднюю продолжительность предстоящей жизни, чем ребенок 1 года, 2 или 3 лет*, который уже не подвергается повышенному риску смертности, связанному с первым годом жизни.

В тех странах, где уровень смертности более высок и где, в частности, высока детская и юношеская смертность, максимум средней продолжительности предстоящей жизни приходится на более взрослый возраст, чем в западных странах (например, 4 или даже 5 лет), и ребенок в возрасте 10 лет имеет продолжительность предстоящей жизни, нередко очень близкую к той, которую имеет новорожденный.

Взяв в качестве примера смертность во Франции в 1954—1955 гг., нетрудно показать, что с учетом смертности других возрастов детская смертность должна была бы снизиться до $15^0/_{00}$, чтобы e_0 было равно или превосходило e_1, равное 67,2 года.

Средняя продолжительность жизни — это наиболее распространенный синтетический показатель, который применяется в тех случаях, когда хотят в удобной форме характеризовать уровень смертности в какой-нибудь стране.

Важно отметить, что средняя продолжительность жизни населения вовсе не идентична среднему возрасту умерших. Средний возраст умерших зависит от удельного веса умерших в различных возрастах, а число умерших в данном возрасте при прочих равных условиях зависит от численности поколения, подвергающегося риску смерти. Эта численность поколения в период изучения его зависит и от численности его при рождении, и от смертности в прошлые годы, а в некоторых случаях также и от миграций. Для совпадения средней продолжительности жизни и среднего возраста умерших необходимо, чтобы изучаемое население было «стационарным населением»; в этом случае оно будет соответствовать поколению, которое мы выводим из числа доживающих по таблице смертности; именно в этой таблице средняя продолжительность предстоящей жизни для новорожденного соответствует среднему возрасту умерших.

Еще более грубой ошибкой является отождествление средней продолжительности жизни и среднего возраста населения [1].

[1] В частном случае, когда мы имеем дело *со стационарным* населением, такое отождествление *приблизительно* означало бы смешение двух величин, а именно:

$$\frac{\sum_{i=0}^{\omega} iS_i}{\sum_{i=0}^{\omega} S_i} \quad \text{и} \quad \frac{\sum_{i=0}^{\omega} S_i}{S_0}.$$

Продолжительность жизни в разные эпохи и в разных странах

Дальше мы убедимся, что в «стационарном» населении коэффициент смертности является величиной обратной средней продолжительности жизни [1].

1. Все, что мы знаем о человеческой плодовитости, заставляет нас рассматривать коэффициент рождаемости, равный 50‰, как максимум, который может быть превзойден лишь в отдельных, исключительных случаях. В этих условиях коэффициент смертности, также равный 50‰, представляется крайней величиной, превышение которой неизбежно приводит к сокращению, а в длительном аспекте — к вымиранию населения. Обратная этому коэффициенту величина дает нам *среднюю продолжительность жизни в 20 лет*, что является низшим возможным пределом для этой величины.

Фактически все подсчеты, которые можно было сделать для населения в древности и для населения современных слаборазвитых стран, дают среднюю продолжительность жизни все же больше 20 лет. Так, например, таблица Дювийяра (Duvillard), относящаяся к населению Франции во второй половине XVIII в., дает 28,8 года. Таблицы продолжительности жизни в Индии для конца XIX и начала XX вв. лишь незначительно превышает 20 лет: 23,8 года — за 1891—1901 гг., 22,9 года — за 1901—1911 гг., 20,15 года — за 1911—1921 гг.

2. При уничтожении причин экзогенной смертности (несчастные случаи, инфекционные заболевания) мы получаем возможность подойти к определению биологического предела жизни (Буржуа-Пиша, см. Population № 3, 1952), который может быть достигнут на основе профилактики, гигиены и применения всех современных терапевтических средств. При этих условиях средняя продолжительность жизни может стать равной 77 годам. Некоторые страны фактически уже очень близки к этому пределу: в 1951—1955 гг. средняя продолжительность жизни в Норвегии составляла 71,1 года у мужчин и 74,7 года у женщин.

---

[1] Это можно приблизительно установить, наблюдая тот факт, что в стационарном населении, где ежегодное число рождений (а следовательно, и смертей) равно величине S_0, численность населения равна или очень близка к $\sum_{i=0}^{\omega} S_i$. Поскольку коэффициент смертности m соответствует формуле $\frac{S_0}{\sum_{i=0}^{\omega} S_i}$, которая является величиной, обратной формуле $\frac{\sum_{i=0}^{\omega} S_i}{S_0}$, а эта последняя очень близко соответствует выражению e_0 (см. формулу (*E*) на стр. 122).

Стационарное состояние, к которому раньше или позже придет численность человечества, если будет достигнуто указанное выше положение со смертностью, выражается следующим коэффициентом смертности (равным также и коэффициенту рождаемости):

$$\frac{1}{77} = 13‰.$$

В настоящее время средняя продолжительность жизни в разных странах весьма неодинакова: низший предел ее не превышает 25 лет, максимальный почти достигает 75 лет; между этими крайними точками можно наблюдать все промежуточные показатели. Эти результаты связаны с прогрессом, источники которого лежат далеко в прошлом и который идет различными темпами.

Во Франции, так же как и в большинстве других стран Западной Европы, наблюдалась медленная эволюция, которая началась около 1750 г., а может быть, и несколько ранее. В результате этой эволюции средняя продолжительность жизни родившихся до французской революции 1789 г. (30 лет) повысилась до 50 лет к 1900 г. и до 59 лет накануне второй мировой войны; в настоящее время она приближается к 70 годам.

В отличие от Франции на Цейлоне, например, развитие шло иными темпами. В течение долгого времени эта страна была отсталой (еще в 1920—1922 гг. средняя продолжительность жизни на Цейлоне равнялась всего 32 годам). За последнее время Цейлон достиг быстрого прогресса, в результате которого средняя продолжительность жизни в 1946 г. повысилась до 43 лет, а в 1954 г. была почти равна 60 годам.

В табл. 3 помещены данные о средней продолжительности жизни в различных странах в начале 50-х годов. Необходимо заметить, однако, что для правильного исчисления средней продолжительности жизни в той или иной стране требуется достаточно хорошее знание статистики смертности. Наиболее часто ошибочные данные встречаются в статистических сведениях стран, имеющих высокую смертность.

Точные сравнения между отдельными странами очень трудны, так как периоды, за которые составляются таблицы, редко совпадают.

Сопоставление средней продолжительности жизни мужчин и женщин почти во всех случаях обнаруживает повышенную смертность мужчин. Только пять стран в табл. 3 составляют исключение из этого правила [1]. Разница между средней продолжительностью жизни женщин и мужчин варьирует в разных странах от трех лет (например, 2,9 года в Нидерландах и в Швеции) и до шести лет (6,4 года во Франции и Финляндии, 6,4 года у белого населения США).

---

[1] Население Южно-Африканского Союза азиатского происхождения, Гватемала, Боливия, Цейлон и Индия.

ТАБЛИЦА 3. СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ ПРИ РОЖДЕНИИ
(в годах)

Страны	Годы	Мужской пол	Женский пол
Африка			
Алжир			
мусульмане	1948—1951	44	49
не мусульмане	1948—1951	60	67
Конго Бельгийское	1950—1952	37,6	40,0
Гвинея Французская	1954—1955	26	28
Реюньон	1951—1955	47,5	53,4
Южно-Африканский Союз			
европейское население	1945—1947	63,8	68,3
цветное население	1945—1947	41,7	44,0
население азиатского происхождения	1945—1947	50,7	49,8
Северная Америка			
Канада	1950—1952	66,3	70,8
США			
белое население	1956	67,3	73,7
небелое население	1956	61,1	65,9
Коста-Рика	1949—1951	54,7	57,1
Гваделупа и Мартиника	1951—1955	55,4	59,2
Гватемала	1949—1951	43,8	43,5
Гаити	1950	32,6	
Ямайка	1950—1952	55,7	58,9
Мексика	1950	46,7	49,9
Панама	1952—1954	60,4	63,1
Сальвадор	1949—1951	49,9	52,4
Тринидад и Тобаго	1954—1956	59,8	63,1
Южная Америка			
Аргентина	1947	56,9	61,4
Боливия	1949—1951	49,7	49,7
Бразилия	1940—1950	39,3	
Чили	1952	49,8	53,9
Венесуэла	1950—1951	56,3	58,8
Азия			
Израиль	1957	68,0	71,4
Япония	1957	63,2	67,6
Цейлон	1954	60,3	59,4
Индия	1941—1950	32,5	31,7
Филиппины	1946—1949	48,8	53,4
Таиланд	1947—1948	48,7	51,9
Европа			
ФРГ	1955	66,0	70,6
Австрия	1949—1951	61,9	67,0
Бельгия	1946—1949	62,0	67,3
Дания	1951—1955	69,9	72,6
Финляндия	1951—1955	63,4	69,8
Франция	1958	66,7	73,1

Продолжение

Страны	Годы	Мужской пол	Женский пол
Великобритания			
Англия и Уэлс	1957	67,9	73,6
Шотландия	1954—1956	67,4	71,1
Северная Ирландия	1955—1957	65,9	71,1
Ирландия	1950—1952	64,5	67,1
Исландия	1941—1950	66,1	70,3
Норвегия	1951—1955	71,1	74 7
Нидерланды	1953—1955	71,0	73,9
Швеция	1951—1955	70,5	73,4
Швейцария	1948—1953	66,4	70,9
Испания	1950	58,8	63,5
Италия	1955	66,2	70,4
Португалия	1955—1956	58,8	63,8
Югославия (Хорватия)	1952—1954	59,1	63,5
ГДР	1954—1955	66,2	70,2
Болгария	1956—1957	63,5	67,9
Венгрия	1955	64,7	68,7
Польша	1952—1953	58,6	64,2
Чехословакия	1956	66,7	71,6
СССР	1955—1956	63 [1]	69 [1]
Австралия	1953—1955	67,1	72,8
Новая Зеландия			
европейцы	1950—1952	68,3	72,4
маори	1950—1952	54,1	55,9

[1] В 1963/64 г.— 66 для мужчин и 73 для женщин.— *Прим. ред.*

Сокращенные таблицы смертности

Таблица смертности, которую мы только что рассматривали, основана на исчислении однолетних коэффициентов; поэтому она дает число доживающих до каждого возраста x и число умерших в промежутке от возраста x до возраста $x + 1$.

Однако иногда составляют таблицы, в которых указаны не все возрасты, а лишь возрасты, приходящиеся на круглые числа (особенно приняты пятилетние интервалы).

Это делается, когда хотят вкратце подвести итоги полной таблицы смертности и когда не располагают всеми элементами, необходимыми для построения такой полной таблицы.

Чтобы изобразить одну из таких таблиц, мы построим сокращенную, вытекающую из таблицы смертности мужчин во Франции за 1954—1955 гг. (см. табл. 4).

Мы приводим здесь число доживающих S_x из полной таблицы в возрасте, кратном 5, т. е. S_0, S_5, S_{10}, S_{15}, ..., S_{90}.

Чтобы отразить уровень детской смертности, мы приводим также данные о S_1.

ТАБЛИЦА 4. СОКРАЩЕННАЯ ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ МУЖЧИН ВО ФРАНЦИИ в 1954—1955 гг.

Возраст x	S_x	$d\,(x,\ x+1)$	${}_aq_x$ (на 10 000 чел.)
0	10 000	454	454
1	9 546	71	74
5	9 475	24	25
10	9 451	23	24
15	9 428	48	51
20	9 380	74	79
25	9 306	89	96
30	9 217	111	120
35	9 106	144	158
40	8 962	213	238
45	8 749	339	387
50	8 410	510	606
55	7 900	689	872
60	7 211	909	1 261
65	6 302	1 139	1 807
70	5 163	1 401	2 714
75	3 762	1 494	3 971
80	2 268	1 267	5 586
85	1 001	741	7 403
90	260		

Примечание. a равно пяти годам, за исключением первой строки, где оно равно одному году, и второй строки, где оно равно четырем годам.

Путем последовательных вычитаний мы получаем число смертей $d\,(x,\ x+a)$ между возрастами x и $x+a$. В большинстве случаев это означает x и $x+5$; исключением служат $x=0$ и $x=1$, для которых a соответственно составляет один год и четыре года. Наконец, величины ${}_aq_x$ [1] вытекают из формулы

$$ {}_aq_x = \frac{d\,(x,\ x+a)}{S_x}. $$

Информация, содержащаяся в табл. 4, значительно более сжатая, чем та, которая приводится в табл. 2. Однако очень часто вполне достаточно такой сжатой информации, а для целей сравнения она даже более удобна.

Возникает вопрос: если бы мы не располагали никакой другой информацией о смертности мужчин во Франции за 1954—1955 гг., могли бы мы вычислить среднюю продолжительность жизни? Этот вопрос приобретает особый интерес, если действительно невозможно получить другую информацию и сокращенная таблица является единственным источником сведений о смертности в данной стране, которым мы можем располагать.

[1] Чаще всего оперируют пятилетним интервалом возраста, как это указывает нижний показатель слева a, который почти во всех случаях означает 5. Очевидно ${}_1q_x$ совпадает с q_x.

В таком случае всегда можно определить недостающие на сокращенной таблице величины S_x с помощью графической интерполяции и вслед за этим применить уже выведенную формулу (E).

Можно также ограничиться только теми данными, которые имеются в сокращенной таблице, видоизменяя формулу (E); величина средней продолжительности человеческой жизни окажется достаточно точной.

Произведем вычитание лет, прожитых 10 000 новорожденных из табл. 4, применяя при этом только те S_x и $d\,(x,\ x+a)$, которые имеются в этой таблице. Гипотеза, лежащая в основе этого вычитания, основывается на том, что число смертей между x и $x+a$ распределяется равномерно. Для сокращенной таблицы эта гипотеза носит более приблизительный характер, чем для полной таблицы. Покажем элементы этого исчисления:

сумма прожитых лет до последнего возраста, фигурирующего в сокращенной таблице:

$$ S_1 + 4S_5 + 5\,[S_{10} + S_{15} + \ldots + S_\omega]\,[1]; $$

сумма лет, прожитых между последним возрастом, указанным в таблице, и моментом смерти:

$$ 0{,}5d\,(0,\ 1) + 2d\,(1,\ 5) + 2{,}5\,[d\,(5,\ 10) + d\,(10,\ 15) + \ldots]; $$

выражение в скобках, очевидно, равно S_5:

$$ d\,(0,\ 1) = S_0 - S_1 \quad \text{и} $$
$$ d\,(1,\ 5) = S_1 - S_5; $$

в конечном счете общая сумма прожитых лет приобретает форму следующего выражения:

$$ 0{,}5S_0 + 2{,}5S_1 + 4{,}5S_5 + 5\,[S_{10} + S_{15} + \ldots] $$

и

$$ e_0 = \frac{1}{2} + \frac{2{,}5S_1 + 4{,}5S_5 + 5\,[S_{10} + S_{15} + \ldots]}{S_0}. \qquad (E') $$

Применяя эту формулу к данным таблицы 4 [2], мы получаем $e_0 = 65{,}1$ года. Этот результат идентичен результату, получаемому на основании полной таблицы, что подтверждает точность формулы (E').

[1] ω — это последний возраст, кратный пяти.

[2] При этом мы пренебрегаем величиной $5\,[S_{90} + S_{100} + \ldots]$.

Приближенные таблицы

Нередко сокращенная таблица смертности базируется на приближенных исчислениях исходя из неполной и иногда ненадежной информации. В этом случае сокращенная таблица уже не является сокращением ранее существовавшей полной таблицы, но представляет собою сводку всех приблизительных данных, которые были в нашем распоряжении.

В подобных случаях пятилетние вероятности умереть исчисляются непосредственно на основе имеющихся данных о смертности по возрастам.

Связь между коэффициентами смертности и вероятностями умереть

Мы уже убедились в том, насколько точно понятие вероятности умереть и каких точных данных оно требует для своего исчисления. Однако в практической работе редко можно пользоваться данными столь высокого качества: или статистические сведения о смертности и о состоянии населения носят приближенный характер, или же изучаемое население слишком малочисленно, и поэтому вычисление однолетних q_x по существу лишено смысла, так как на небольшие числа оказывают влияние различные случайные факторы.

Как в первом, так и во втором случае мы вынуждены применять более грубые показатели, как, например, пятилетние или десятилетние коэффициенты смертности [1]. Поэтому проблема состоит в том, чтобы превратить эти коэффициенты в вероятности умереть.

Отметим, что существует приближенная функциональная связь между коэффициентами и вероятностями.

Займемся в первую очередь однолетним q_x:

$$q_x = \frac{d\,(x,\ x+1)}{S_x}\ . \qquad \text{(I)}$$

Если изучаемое население не слишком сильно отклоняется от стационарного населения, вытекающего из таблицы смертности [2], то можно допустить, что среднее население, точный возраст которого приходится между x и $x+1$, например $P\,(x,\ x+1)$, будет равно:

$$P\,(x,\ x+1) = \frac{S_x + S_{x+1}}{2}\ ;$$

так как

$$S_{x+1} = S_x - d\,(x,\ x+1),$$

[1] Необходимо заметить, что, каковы бы ни были данные, которыми мы располагаем, все же невозможно прямо исчислять пятилетние и десятилетние q_x, если период наблюдения меньше 6 или 11 лет соответственно. Нужно располагать по меньшей мере 6-годичным периодом наблюдения, чтобы исчислить пятилетнее q.

[2] Для этого необходимо тем или иным способом избрать основу таблицы (S_0), которая была бы близка к ежегодному числу рождений в этом населении.

то мы получаем: $S_x + S_{x+1} = 2\,S_x - d\,(x,\ x+1)$, откуда следует

$$P\,(x,\ x+1) = S_x - \frac{d\,(x,\ x+1)}{2}\ .$$

При таком выражении среднего населения коэффициент смертности в возрасте x, m_x будет иметь следующий вид:

$$m_x = \frac{d\,(x,\ x+1)}{P\,(x,\ x+1)} = \frac{d\,(x,\ x+1)}{S_x - \frac{d\,(x,\ x+1)}{2}}\ . \qquad \text{(II)}$$

Подставляя выражение $d\,(x,\ x+1)$, заимствованное из (I), в (II), устанавливаем соотношение между m_x и q_x.

Согласно (I)

$$d\,(x,\ x+1) = S_x \times q_x.$$

Перенося это выражение в (II), получаем:

$$m_x = \frac{S_x \times q_x}{S_x - \frac{S_x q_x}{2}} = \frac{q_x}{1 - \frac{q_x}{2}}\ . \qquad (R)$$

Это и есть искомое соотношение, которое можно преобразовать, чтобы выразить q_x как функцию m_x.

$$q_x = m_x\left(1 - \frac{q_x}{2}\right) = m_x - \frac{q_x \cdot m_x}{2}\ ;$$

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

$$q_x\left(1 + \frac{m_x}{2}\right) = m_x;$$

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

Исходя из той же гипотезы об изучаемом населении можно допустить, что пятилетний коэффициент будет равен

$$P\,(x,\ x+5) = 5\,\frac{S_x + S_{x+5}}{2}\ .$$

Отсюда мы приходим к выражению

$${}_5q_x = \frac{10_5 m_x}{2 + 5_5 m_x}\ ,$$

или в общей форме:

$${}_aq_x = \frac{2a\ {}_am_x}{2 + a\ {}_am_x}\ .$$

Действительно, в той же мере, в какой структура реального населения отклоняется от структуры стационарного населения, отклоняются и соотношения между коэффициентами и вероятностя-

ми, определенными при помощи приведенных приближенных формул [1].

Наблюдение над реальным населением, для которого возможно будет исчислить как коэффициенты, так и вероятности, сможет дать нам элементы, позволяющие изучить связь, существующую между ${}_aq_x$ и ${}_am_x$.

Именно это и сделали Рид и Мерелл (Reed and Merrell) [2] с данными о населении различных штатов США за 1910, 1920 и 1930 гг. Они построили графики, отмечая на абсциссе m_0, ${}_4m_1$, ${}_5m_x$, ${}_{10}m_x$ и на ординате — q_0, ${}_4q_1$, ${}_5q_x$, ${}_{10}q_x$.

Скопления точек, полученные таким путем, были выравнены с помощью кривых, определяющих функциональные связи между ${}_aq_x$ и ${}_am_x$; такое определение связей оказалось более пригодным, чем определение связей на основе установленных выше формул [3]. Правда, тот факт, что эти связи установлены только на основе опыта некоторых штатов США за период 1910—1930 гг., несколько ограничивает их значение.

Конечно, здесь не отражены все возможности, и эти связи, может быть, не отражают «среднего соответствия», существующего между коэффициентами и вероятностями для всей совокупности стран и для всех эпох.

В частности, в современных слаборазвитых странах существуют такие структуры населения и такие коэффициенты смертности по возрастам, которые совершенно не соответствуют тому, что наблюдалось в США, хотя 30 или 50 лет тому назад США имели такой же уровень смертности.

Несмотря на эти ограничения, соотношения между коэффициентами и вероятностями, установленные в работе Рида и Мерелла, сохраняют большое значение. Если исключить соотношения между m_0 и q_0, а также между ${}_4m_1$ и ${}_4q_1$, в которых отражается неполная регистрация детей в переписях населения, происходивших в американских штатах в 1910, 1920 и 1930 гг., то можно перейти:

от ${}_5m_x$ к ${}_5q_x$, каково бы ни было значение x;

от ${}_{10}m_x$ к ${}_{10}q_x$, каково бы ни было значение x.

Эти соотношения могут широко применяться. Более того, Рид и Мерелл составили таблицы соотношений коэффициентов и вероятностей, которые почти избавляют нас от необходимости производить вычисления.

[1] И тем не менее формула $q_x = \frac{2m_x}{2+m_x}$ довольно часто оказывается пригодной для населения современных западных стран, структуры которых не очень заметно отклоняются от структуры стационарного населения. Эта формула дает возможность прямого исчисления q_x на основе статистических данных о смертности без двойной классификации; например, q_x, которые публикуются в Англии и в США, составляются именно таким образом.

[2] См. The American Journal of Hygiene, сентябрь 1939, vol. 30, № 2, A short method for constructing an abridged life table.

[3] Выражения ${}_5q_x$ и ${}_5m_x$ были связаны между собой формулой

$${}_5q_x = 1 - \exp - (5_5m_x - 0{,}008(5)^3{}_5m_x^2).$$

Построение сокращенной таблицы смертности мужчин во Франции за 1954 г. по методу Рида и Мерелла

Методы, которые следует применять при исчислении полной таблицы *за один* 1954 г. описаны дальше. Здесь же мы ставим своей целью воспользоваться коэффициентом за данный год, чтобы с помощью таблицы Рида и Мерелла перейти к соответствующим вероятностям.

Эти расчеты имеют чисто иллюстративный характер. Они дадут нам возможность объяснить, как применяются таблицы Рида и Мерелла, и проверить их надежность.

Итак, с учетом тех оговорок, которые мы сделали относительно применения этих таблиц для перехода от m_0 к q_0, мы применим формулу

$$q_0 = \frac{2m_0}{2+m_0} \cdot \qquad (R'')$$

Здесь $m_0 = 480$ на 10 000. Отсюда следует, что $q_0 = 469 : 10\,000$ [1].

Фактически очень часто имеется возможность исчислять q_0 непосредственно как обычный коэффициент детской смертности, поскольку в этом исчислении участвует только совокупность от 0 до 1 года (а эти данные, несомненно, имеются налицо, если можно было исчислить m_0) и число рождений за год. Таким путем можно определить, например, точное значение q_0 для мальчиков во Франции в 1954 г. Этот показатель равен 462 на 10 000, что проливает свет на степень точности формулы (R'') [2].

Поскольку соотношение между ${}_4m_1$ и ${}_4q_1$, установленное Ридом и Мереллом, в данном случае также не подходит, мы помещаем в приложении к этой книге исправленную таблицу, которая уже не зависит от неполного учета детей при переписи населения.

Рассмотрим более подробно переход от ${}_5m_{60}$ к ${}_5q_{60}$ с помощью таблиц Рида и Мерелла.

Произведя подсчет с пятью десятичными знаками [3], мы найдем, что ${}_5m_{60} = 0{,}02680$ (см. табл. 6а). Таблица Рида и Мерелла содержит все значения ${}_5m_x$ от 0,001 до 0,450. В табл. 5 мы приводим выдержку необходимых нам цифр из таблицы Рида и Мерелла.

$\triangle$ представляет собой разность между двумя следующими один за другим значениями ${}_5q_x$.

Посредством линейной интерполяции мы находим, что к 0,122498, которые соответствуют ${}_5m_x = 0{,}026$, нужно прибавить:

$$0{,}004423 \times 0{,}80 = 0{,}003538.$$

[1] Очевидно, для применения этой формулы надо записать, что $m_0 = 0{,}0480$.

[2] Таблицы Рида и Мерелла дали бы значительно менее точный результат, а именно $q_0 = 435$ на 10 000.

[3] Порядок величины ${}_5m_x$ в пять раз меньше, чем у соответствующих ${}_5q_x$; поэтому величины ${}_5m_x$ следует исчислять с точностью, большей на один десятичный знак, чем то число десятичных знаков, которое мы имеем в виду сохранить для ${}_5q_x$.

ТАБЛИЦА 5. ВЫДЕРЖКА ИЗ ТАБЛИЦЫ РИДА И МЕРЕЛЛА

$_5m_x$	$_5q_x$	$\overset{\Delta}{0,00}$
...	...	...
0,026	0,122498	4 423
0,027	0,126921	4 402
...	...	...

Получаем

$$_5q_{60} = 0{,}122498 + 0{,}003538 = 0{,}126036,$$

или округленно 1260 на 10 000.

В табл. 6а собраны все коэффициенты, исчисленные, с одной стороны, по методу Рида и Мерелла [1], а с другой — со всей той тщательностью, которую позволяет применить французская статистика, и согласно методу, который будет дальше описан.

Согласованность между цифрами двух этих рядов варьирует в зависимости от возраста, но она остается удовлетворительной для всей совокупности в целом.

Так как при преобразовании коэффициентов в q_x прежде всего имеется в виду исчисление элементов таблицы смертности (как, например, число доживших $\{S_x\}$ или средняя продолжительность жизни), важно знать степень точности метода Рида и Мерелла.

В табл. 6б мы привели ряд доживающих по полным таблицам смертности и по методу Рида и Мерелла. Нетрудно увидеть, насколько они близки один к другому. Средняя продолжительность жизни совершенно идентична — 64,9 года.

Метод Рида и Мерелла особенно полезен в тех случаях, когда необходимо составить таблицу смертности на основе суммарных данных и приблизительной информации. Поэтому метод Рида и Мерелла особенно пригоден для слаборазвитых стран.

Отметим при этом, что в слаборазвитых странах легче организовать удовлетворительную перепись населения, чем пытаться пользоваться данными о естественном движении населения [2].

Возникает вопрос о составлении таблиц смертности исходя только из данных следующих одна за другой переписей населения

[1] За исключением 0 лет. Что касается $_4q_1$, он вычислен с помощью скорректированной таблицы, приведенной в приложении.

[2] К тому же, как мы это уже отмечали, с целью устранения недостатков в записях гражданского состояния, иногда при проведении переписи населения в слаборазвитой стране задают вопросы не только о состоянии населения в момент переписи, но также о рождениях и о смертях, которые произошли в течение известного промежутка времени перед переписью (чаще всего в течение года).

ТАБЛИЦА 6а. ВЕРОЯТНОСТИ СМЕРТИ МУЖЧИН ВО ФРАНЦИИ в 1954 г.

Возраст x в годах	$_am_x$ на 100 000 человек *	$_aq_x$ (на 10 000)		Возраст x в годах	$_am_x$ на 100 000 человек	$_aq_x$ (на 10 000)	
		по Риду и Мереллу	по полной таблице			по Риду и Мереллу	по полной таблице
0	480	469	462	45	811	398	398
1	195	78	80	50	1 253	609	611
5	53	26	29	55	1 819	872	880
10	49	24	25	60	2 680	1 260	1 262
15	107	53	52	65	3 973	1 815	1 816
20	151	75	77	70	6 228	2 704	2 710
25	189	94	96	75	9 887	3 960	3 968
30	240	119	120	80	15 551	5 514	5 572
35	332	165	164	85	25 154	7 331	7 367
40	492	243	244				

Примечание. a равно пяти годам, за исключением первой строки, где a равно одному году, и второй строки, где a равно четырем годам.
* За исключением 0, где m_0 исчислено не на 100 000, а на 10 000 человек.

Таблица 6б. ПОКАЗАТЕЛИ ДОЖИВАЕМОСТИ МУЖЧИН ВО ФРАНЦИИ в 1954 г.

Возраст x в годах	S_x		Возраст x в годах	S_x	
	по Риду и Мереллу	по полной таблице		по Риду и Мереллу	по полной таблице
0	10 000	10 000	45	8 725	8 724
1	9 531	9 538	50	8 378	8 377
5	9 457	9 462	55	7 868	7 865
10	9 432	9 435	60	7 182	7 173
15	9 409	9 411	65	6 277	6 268
20	9 359	9 362	70	5 138	5 130
25	9 289	9 290	75	3 749	3 740
30	9 202	9 201	80	2 264	2 256
35	9 092	9 091	85	1 016	999
40	8 942	8 942	90	272	263

(даже в том случае, когда в этих переписях нет никаких материалов о родившихся и умерших). Нетрудно понять, что сопоставление численности людей одной и той же группы поколений за две следующие одна за другой переписи позволяет измерить «исчезновение» людей за счет смертности (при условии, что миграции не будут иметь большого значения). Таким путем были составлены таблицы по Индии начиная с конца XIX в. и таблицы по Бразилии, которые вычислил Дж. Мортара (G. Mortara).

Технических аспектов этих методов мы здесь касаться не будем.

Таблицы на определенные промежутки времени

Мы уже видели, что невозможно, строго придерживаясь определенных вероятностей смерти, составлять таблицы смертности за определенный период, учитывающие все количество умерших за указанный период времени (см. стр. 116, рис. 40а и 40б). В частности, невозможно вычислять вероятности исходя из числа умерших за один год, а следовательно, и составлять таблицы за годовой период.

Только уточняя правила исчисления вероятностей смерти, можно прийти к определению и к вычислению таблиц за точные промежутки времени.

Вероятности умереть на основе числа умерших за один календарный год

Пусть нам нужно вычислить q_{50} для мужчин во Франции за 1954 г.

Данные за этот год и для этого возраста приведены на рис. 45а:

1537 умерших среди мужского поколения 1903 г., численность которого по состоянию на 1 января 1954 г. составляла 293 238 человек;

1544 умерших среди мужского поколения 1904 г., численность которого на 1 января 1955 г. составляла 292 010 человек.

Будем вести анализ с помощью буквенных обозначений (рис. 45б).

Итак, мы имеем две категории умерших d_1 и d_2 и две численности населения P_1 и P_2.

Руководящей идеей при исчислении вероятностей исходя из этих чисел служит построение параллелограмма Лексиса, включающего данные, служащие для исчисления этих вероятностей в классической форме.

Для этого достаточно вынести верхний треугольник из квадрата, очерченного жирными линиями, и поместить его рядом с нижним треугольником (как это изображено пунктиром на рис. 45б).

Но в этом параллелограмме две цифры населения одного и того же возраста не имеют одинаковой численности: с одной стороны, P_1 и с другой — P_2.

Можно свести P_2 к P_1, для чего необходимо применить тройное правило к количеству умерших: численности населения P_2 соответствует число умерших d_2; следовательно, численности населения P_1 будет соответствовать число умерших, равное $d_2 \times \frac{P_1}{P_2}$ (см, в примечании рис. 46а).

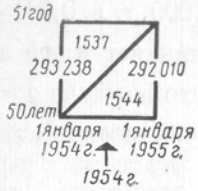

Рис. 45а.

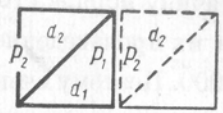

Рис. 45б.

Всего в построенном таким образом параллелограмме общее число умерших составляет $d_1 + d_2 \times \frac{P_1}{P_2}$. Это число должно быть соотнесено с численностью S_1 доживших до начального возраста [1]. Вполне очевидно, что $S_1 = P_1 + d_1$.

В конечном счете искомая вероятность приобретает следующий вид:

$$q = \frac{d_1 + \frac{d_2 \times P_1}{P_2}}{S_1}.$$

Можно преобразовать эту формулу и сделать следующие последовательные записи:

$$q = \frac{d_1 P_2 + d_2 P_1}{P_2 S_1} = \frac{d_1 P_2 + d_2 (S_1 - d_1)}{P_2 S_1}$$

(поскольку $P_1 = S_1 - d_1$),
или

$$q = \frac{d_1 P_2 + d_2 S_1 - d_1 d_2}{P_2 S_1} = \frac{d_1 P_2}{P_2 S_1} + \frac{d_2 S_1}{P_2 S_1} - \frac{d_1 d_2}{P_2 S_1}.$$

В конечном счете получаем:

$$q = \frac{d_1}{S_1} + \frac{d_2}{P_2} - \frac{d_1}{S_1} \times \frac{d_2}{P_2}. \qquad (Q)\ [2]$$

[1] В данном случае индексы, добавляемые к букве S, указывают не возрасты, а поколения; S_1 и S_2 в двух случаях обозначают численности доживших до одного и того же возраста.

[2] Формула (Q) особенно пригодна для исчисления *коэффициента детской смертности*. Так, например, для 1954 г. мы находим, что у мальчиков $q_0 = 461{,}9$ на 1000 (см. табл. 7).

Базируясь всегда на q_0, можно заметить, что формула (Q) до преобразований писалась в форме

$$q_0 \frac{d_1 + \frac{d_2 \times P_1}{P_2}}{S_1}.$$

Заметим при этом, что произведение $\frac{d_1}{S_1} \times \frac{d_2}{P_2}$ очень часто настолько невелико, что им можно пренебречь. Выражения $\frac{d_1}{S_1}$ и $\frac{d_2}{P_2}$ равны примерно половине годового коэффициента смертности каждое. В 50 лет, когда этот коэффициент (для мужчин во Франции) имеет величину порядка 10 на 1000, т. е. 0,01, $\frac{d_1}{S_1}$ и $\frac{d_2}{P_2}$ составляют 0,005, а их произведение составляет всего лишь 0,000025, или 0,025 на 1000. Поэтому очень часто формула $q = \frac{d_1}{S_1} + \frac{d_2}{P_2}$ (Q') дает вполне удовлетворительное приближение[1].

Следовательно,

$$q_0 = \frac{d_1}{S_1} + \frac{d_2}{P_2} \times \frac{P_1}{S_1}.$$

Указанная формула верна при том условии, что детская смертность мало

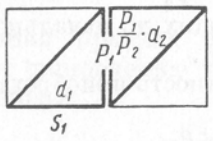

Рис. 46а

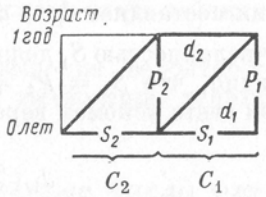

Рис. 46б.

меняется от одного года (C_2) к другому (C_1).

$$\frac{P_1}{S_1} \approx \frac{P_2}{S_2}.$$

Это позволяет записать формулу (Q) в таком виде:

$$q_0 = \frac{d_1}{S_1} + \frac{d_2}{P_2} \times \frac{P_2}{S_2}, \text{ или}$$

$$q_0 = \frac{d_1}{S_1} + \frac{P_2}{S_2}.$$

[1] Можно также определить формулу (Q), отметив, что в диаграмме Лексиса переход от S к S' проходит через P.

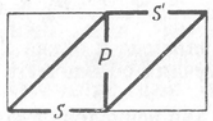

Рис. 47а.

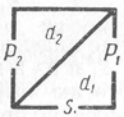

Рис. 47б.

Коэффициент дожития при переходе от S к P составляет: $f = \frac{P}{S}$

Коэффициент дожития при переходе от P к S' составляет: $f' = \frac{S'}{P}$

Коэффициент детской смертности за данный год можно получить, подсчитав сумму отношений двух категорий умерших d_1 и d_2 к численности новорожденных соответствующих поколений S_1 и S_2.

ТАБЛИЦА 7. ФРАНЦИЯ. ВЕРОЯТНОСТИ СМЕРТИ МУЖЧИН в 1954 г.

Возраст x	d_2	P_2	d_1	P_1	$S_1 = P_1 + d_1$	$\frac{d_2}{P_2}$	$\frac{d_1}{S_1}$	$\frac{d_2}{P_2} + \frac{d_1}{S_1}$	$\frac{d_2}{P_2} \times \frac{d_1}{S_1}$	q_x
						на 10 000				
0	4 592	395 918	14 563	401 783	416 346	116,1	349,8	465,9	4,0	461,9
10	76	294 760	64	292 495	292 559	2,6	2,2	4,8	0,0	4,8
40	604	298 299	589	287 970	288 559	20,2	20,4	40,6	0,0	40,6
60	2 075	179 793	2 046	177 058	179 104	115,4	114,2	229,6	1,3	228,3
70	3 255	122 772	3 161	125 909	129 070	265,1	244,9	510,0	6,5	503,5
80	3 604	51 929	3 371	53 294	56 665	694,0	594,9	1288,9	41,3	1247,6

ТАБЛИЦА 8. ФРАНЦИЯ. ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ МУЖЧИН в 1954 г.

Возраст x	Средняя продолжительность предстоящей жизни		Относительная ошибка в результате применения формулы (Q')
	на основе точных формул (Q)	на основе приближенных формул (Q')	
годы	годы	годы	%
0	64,9	64,8	+0,9
20	49,2	49,0	0,0
50	22,6	22,5	+0,3
70	9,5	9,4	+1,3
80	5,1	4,9	+3,3
85	3,6	3,4	+5,3

8 Вследствие этого коэффициент дожития P, являющийся дополнением до единицы искомой вероятности, есть $P = f \times f'$, т. е. $q = 1 - ff'$.

Применяя элементы из рис. 47б, мы имеем:

$$f = 1 - \frac{d_1}{S_1}; \qquad f' = 1 - \frac{d_2}{P_2}.$$

Отсюда нетрудно найти:

$$q = 1 - \left(1 - \frac{d_2}{P_2}\right)\left(1 - \frac{d_1}{S_1}\right) = \frac{d_1}{S_1} + \frac{d_2}{P_2} - \frac{d_1}{S_1} \cdot \frac{d_2}{P_2}.$$

Заметим еще, что если бы было возможно определить S_2 (см. рис. 46б; на этот раз обозначения относятся к промежуткам между двумя возрастами x и $x + 1$), то с той же оговоркой, которая была сделана в предыдущем примечании, мы получили бы $q = \frac{d_1}{S_1} + \frac{d_2}{S_2}$, что является более точной формулой, чем (Q').

Мы приведем здесь исчисление вероятностей смерти мужчин во Франции в 1954 г. по формуле (Q).

Мы видим, что значение поправки в виде выражения $\frac{d_2}{P_2} \cdot \frac{d_1}{S_1}$ для многих возрастов равно нулю (для той степени точности, которую мы применяем, т. е. 1 на 100 000). Эта поправка никогда не имеет большого значения; она лишь незначительно отражается на показателях, как это видно из табл. 8.

Перспективный расчет вероятностей смерти

Эти показатели будут нам особенно полезны при исчислении числа доживающих при расчете будущей численности населения.

Покажем на примере, как они определяются. Мы снова рассмотрим смертность мужчин во Франции в 1954 г. Будем наблюдать поколение 1903 г. (см. рис. 48 а), все члены которого имеют

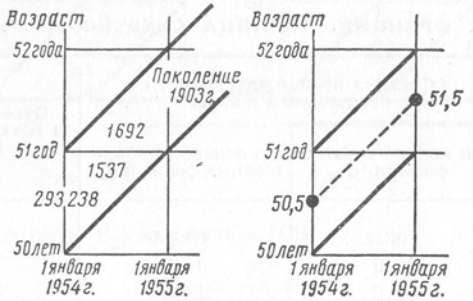

Рис. 48а.

Рис. 48б.

возраст 50 исполнившихся лет на 1 января 1954 г. В течение 1954 г. в этом поколении произошло 3229 смертей (1537 + 1692).

Сопоставляя это количество смертей с численностью доживших людей этого поколения (293 238 человек) по состоянию на 1 января 1954 г., мы получаем показатель, равный

$$\frac{3229}{293\,238} = 110 \quad \text{на} \quad 10\,000.$$

Способ исчисления этого показателя напоминает исчисление классических вероятностей. В обоих случаях известное число событий сравнивается с первоначальной численностью лиц, подверженных риску пережить это событие в течение данного года. Однако в данном случае «первоначальная численность»— это не численность людей, достигших определенного возраста, а численность одного поколения (или группы поколений) в данный момент.

(Поток пересекает график Лексиса в вертикальном, а не в горизонтальном направлении.)

Приравнивая совокупность лиц данного поколения к группе людей, имеющих точно 50,5 года на 1 января 1954 г. и 51,5 года на 1 января 1955 г. (см. рис. 48б — эти возрасты являются средними арифметическими из двух точных крайних возрастов, соответствующих двум рассматриваемым датам),— мы видим, что исчис-

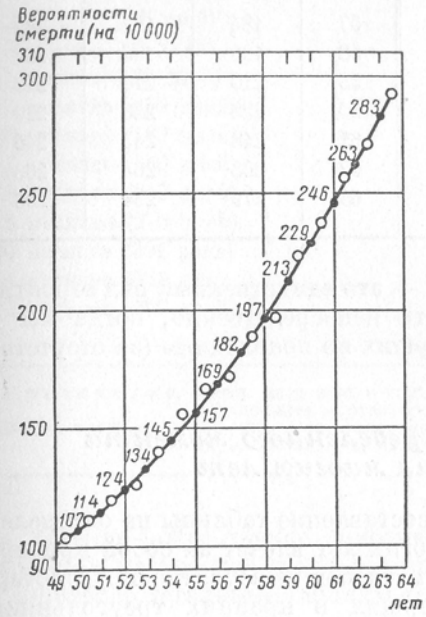

Рис. 49а.

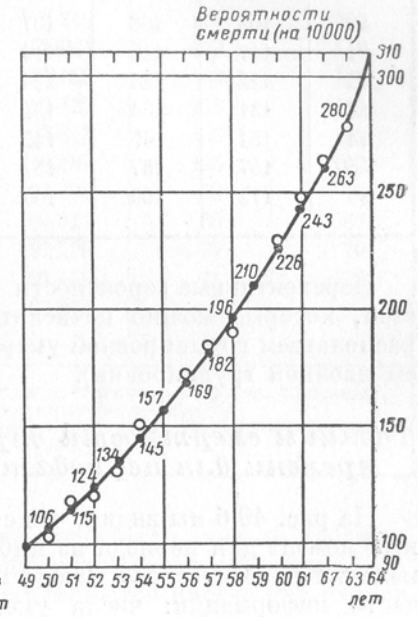

Рис. 49б.

ленная таким образом перспективная вероятность смерти является не чем иным, как ${}_1q_{50,5}$, т. е. классической вероятностью смертности между 50,5 года и 51,5 года.

Ничто не мешает нам составить таблицу смертности с вероятностями ${}_1q_{x+0,5}$. Однако можно отдать предпочтение другому методу и строить эту таблицу исходя из вероятностей, относящихся к возрастам в целых годах ${}_1q_x$. В этом случае нужно интерполировать, например, графически внутри ряда вероятностей ${}_1q_{x+0,5}$. Такая интерполяция показана на рис. 49а. Тем самым полученный ряд ${}_1q_x$ получается «отрегулированным», тогда как результаты исчислений в табл. 7 были грубыми; эти последние так же могут быть графически «обработаны», как это сделано на рис. 49б. В этом случае мы получаем выравненные вероятности табл. 9, которые нередко полностью совпадают и во всех случаях очень близки к значениям, полученным для перспективных вероятностей.

ТАБЛИЦА 9. ФРАНЦИЯ. ВЕРОЯТНОСТИ СМЕРТИ МУЖЧИН

Возраст x	$_1q_x$			Возраст x	$_1q_x$		
	Исчисленные по табл. 7		Исходя из перспективных вероятностей		Исчисленные по табл. 7		Исходя из перспективных вероятностей
	первоначальные цифры	с поправкой			первоначальные цифры	с поправкой	
50	105	106	107	57	184	182	182
51	117	115	114	58	190	196	197
52	122	124	124	59	210	210	213
53	131	134	134	60	228	226	229
54	151	145	145	61	248	243	246
55	157	157	157	62	263	263	263
56	172	169	169	63	279	284	283

Перспективные вероятности — это единственный вид вероятностей, которые можно исчислять непосредственно, когда мы не располагаем группировкой умерших по поколениям (за отсутствием двойной группировки).

Таблицы смертности определенного момента времени для периода из многих лет

На рис. 40 б мы видим, что составление таблицы на определенный момент для периода из многих лет влечет за собой при применении классического метода исчислений вероятностей [1] потерю части информации: числа умерших в крайних треугольниках не учитываются. Этот недостаток классического метода может быть устранен следующим образом: для каждого возраста вычисляется средняя арифметическая из вероятностей, исчисляемых каждый раз при помощи квадрата Лексиса одним из только что описанных способов.

Таблица смертности детей в возрасте до одного года

Полные таблицы смертности были определены выше как таблицы, показывающие, например, число доживших до определенных возрастов. Их называют «*полными*» в значительной мере условно; не следует думать, что никогда не будут построены таблицы, дающие более точное описание смертности, чем те таблицы, которые в настоящее время условно называются «полными».

[1] В данном случае можно действовать двумя способами: или исчислять каждую вероятность по формуле (F), или же находить среднюю арифметическую из вероятностей для одного и того же возраста, обращаясь к каждому из рассматриваемых поколений; мы отдаем здесь предпочтение второму способу решения этой задачи (см. примечание на стр. 115).

ТАБЛИЦА 10. ФРАНЦИЯ 1957 г. ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ ДЕТЕЙ ОБОЕГО ПОЛА В ВОЗРАСТЕ ДО 1 ГОДА

Возраст x	S_x	$d(x, x+a)$	$_aq_x$ на 100 000
Рождение	100 000	1 492	1 492
1 месяц (30 дней)	98 508	259	263
2 месяца (60 дней)	98 249	208	212
3 месяца (90 дней)	98 041	173	176
4 месяца (120 дней)	97 868	139	142
5 месяцев (150 дней)	97 729	116	119
6 месяцев (180 дней)	97 613	107	110
7 месяцев (210 дней)	97 506	105	108
8 месяцев (240 дней)	97 401	90	92
9 месяцев (270 дней)	97 311	85	87
10 месяцев (301 день)	97 226	77	79
11 месяцев (332 дня)	97 149	71	73
12 месяцев (365 дней)	97 078		

Примечание. Здесь идет речь о точном достигнутом возрасте. Поправка на «ложных мертворожденных» не вносилась.

Источник: La situation démographique en 1957. Etudes statistiques, № 4, octobre – décembre 1958.

Наиболее детальные таблицы составляются иногда для изображения смертности детей в возрасте до одного года. Потребность в таких таблицах объясняется как большим значением смертности в этом возрасте, так и разнообразием и изменчивостью возрастной структуры населения.

Первый год жизни ребенка подразделяется на периоды, выраженные в месяцах или в днях, для которых исчисляются обычные таблицы.

В целях информации мы воспроизводим здесь таблицы детской смертности во Франции в 1957 г. вместе по мужскому и женскому полу (табл. 10). В этой таблице приводятся месячные вероятности.

Типовые таблицы смертности

Беглое рассмотрение существующих таблиц смертности показывает, что уровню смертности каждого данного возраста (допустим, в 40 лет) не будет соответствовать никакой другой уровень смертности в другом возрасте, например в 50 лет.

Исследуя записи смертности, отдел населения Организации Объединенных Наций задался целью уточнить последователь-

ное движение (enchaînement) следующих одна за другой вероятностей смерти на основе материалов, содержащихся в 158 таблицах смертности по отдельным странам, охватывающих период 1900—1950 гг.

Работа проводилась с таблицами, в которых мужской и женский пол учитывались вместе. Для начала была изучена корреляция между вероятностями в 0 лет (q_0) и вероятностями в 5 лет ($_5q_0$). Откладывая первую из этих величин по горизонтальной оси и вторую по вертикальной, мы получаем скопление 158 точек (каждая из которых представляет данную страну в данную эпоху), свидетельствующее о хорошей корреляции между двумя величинами. Это скопление точек было выравнено в виде параболы, которая определяет *функциональную* [1] связь между двумя величинами.

Построение такого скопления точек, образующих эмпирическую связь между вероятностями для пятилетних интервалов $_5q_0$ и $_5q_5$, ведет к новому выравниванию, определяющему функциональную связь между этими двумя вероятностями, и т. д.

После того как аналитически определен этот ряд последовательных изменений, мы находим соотношение между коэффициентом детской смертности и рядом пятилетних вероятностей смерти для пятилетних интервалов и на основе этого строим сокращенную таблицу смертности.

Таким образом, мы находим, что коэффициенту детской смертности 50 на 1000 соответствуют: $_5q_0 = 65{,}07$ на 1000, $_5q_5 = 5{,}62$ на 1000, $_5q_{10} = 4{,}35$ на 1000 . . . $_5q_{60} = 91{,}64$ на 1000 и т. д.

Из таблицы, построенной на основе этого ряда вероятностей смерти, вытекает, что средняя продолжительность предстоящей жизни при рождении составляет 66,42 года.

Исследовался уровень детской смертности по группам начиная от 20 на 1000 и кончая 330 на 1000. Таким путем было получено 40 типовых таблиц со средней продолжительностью жизни от 71,71 года до 18,83 года [2].

В более поздней работе [3], имевшей целью облегчить перспективное исчисление населения, отдел населения Организации Объединенных Наций вывел из этих типовых таблиц, соответствующих коэффициентам детской смертности в круглых цифрах, другие типовые таблицы, соответствующие средней продолжительности жизни в момент рождения в круглых цифрах (от 20 до 55 лет с промежутками в 2,5 года и от 55 лет до 73,9 года с нерегулярными промежутками).

[1] Эта функциональная связь выражается формулой $_5q_0 = 23{,}832 + 1{,}349406\,(q_0 - 20) + 0{,}000844\,(q_0 - 20)^2$. Таким образом, данному q_0, например 50 на 1000, по этой формуле соответствует $_5q_0 = 65{,}07$ на 1000.

[2] См. Études démographiques, № 22, Schémas de variation de la mortalité selon l'âge et le sexe. Tables types de mortalité pour les pays sous - développés.

[3] См. Études démographiques, № 25, Méthodes d'estimation de la population, Manuel III, Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge.

Рассмотрение 158 таблиц смертности для обоих полов позволило также привести в соответствие таблицы смертности по каждому полу в отдельности.

Применение типовых таблиц

Типовые таблицы определяют различные структуры возрастной смертности, соответствующие различным уровням общей смертности (определяемым путем исчисления средней продолжительности предстоящей жизни в момент рождения).

Это все средние структуры, являющиеся результатом сопоставления различных таблиц, относящихся к различным совокупностям людей, живущих в различных экономических и социальных условиях [1]. Условия жизни (гигиенические, медицинские, экономические и социальные), которые обусловливали во Франции 1900 г. среднюю продолжительность жизни в 45 лет, очень отличаются от тех условий, которые в настоящее время позволяют мусульманину, живущему в Северной Африке, достигать в среднем такой же продолжительности жизни. Указанная средняя продолжительность предстоящей жизни, приблизительно равная в обоих случаях, может быть результатом различных возрастных структур смертности, но в конечном счете приводит к одной и той же средней цифре для всей совокупности.

Несмотря на эти оговорки, типовые таблицы сохраняют большую ценность.

1. Знание средней структуры смертности по возрастам позволяет точно определить смертность данной страны. Для примера сравним смертность мужчин во Франции в 1954 г. с наиболее близкой к ней типовой таблицей.

Сравним среднюю продолжительность предстоящей жизни в момент рождения: в табл. № 6 $e_0 = 65{,}2$ года, в то время как во французской таблице $e_0 = 64{,}9$ года. Для детской смертности в табл. № 5 $q_0 = 45‰$, во фанцузской таблице $q_0 = 46{,}2‰$.

Сравним по каждому возрасту вероятности в таблице мужской смертности во Франции и в типовой табл. № 5.

Сравнение детской смертности и смертности молодых людей (до 25 лет) ясно показывает, что уровень смертности во Франции ниже, чем по типовой таблице, особенно в возрасте от 5 до 10 лет. Согласно типовой табл. № 5 самая высокая цифра средней продолжительности предстоящей жизни наблюдается между 5 и 15 годами — 69,3 года; между тем вероятности смерти в типовой таблице за эти годы несколько выше, чем во французской: $_5q_5 = 3{,}1$ на 1000 против 2,9 на 1000, $_5q_{10} = 2{,}6$ на 1000 против 2,5 на 1000.

После 30-летнего возраста французская таблица показывает значительно более высокую смертность по сравнению с типовой

[1] Нужно добавить, что это условия за известный период, а не условия, в которых жили реальные поколения на протяжении всего своего существования.

ТАБЛИЦА 11. СРАВНЕНИЕ ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ МУЖЧИН ВО ФРАНЦИИ И ТИПОВОЙ ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ МУЖЧИН № 5

Возраст	Вероятности смерти (на 1000)		Отклонение (в процентах) французской таблицы от типовой таблицы
	таблица смертности мужчин во Франции, 1954 г. ($e_0 = 64{,}9$)	типовая таблица № 5 ($e_0 = 66{,}0$)	
0—1	46,2	45,0	+3
1—5	8,0	12,6	−37
5—10	2,9	5,2	−44
10—15	2,5	4,1	−39
15—20	5,2	6,9	−25
20—25	7,7	9,3	−17
25—30	9,6	9,6	—
30—35	12,0	9,8	+22
35—40	16,4	12,2	+34
40—45	24,4	17,4	+40
45—50	39,8	27,1	+47
50—55	61,1	42,2	+45
55—60	88,0	64,5	+36
60—65	126,2	100,2	+26
65—70	181,6	153,5	+18
70—75	271,0	234,1	+16
75—80	396,8	347,9	+14
80—85	557,2	493,5	+13

таблицей: особенно сильно выражено это превышение между 40 и 55 годами.

Таким образом, структурные особенности смертности мужчин, характерные для Франции, которые выявляются при других исследованиях путем сравнения со многими странами [1], становятся также очень ясными при сопоставлении с типовыми таблицами.

2. Мы уже видели, что для определения средней продолжительности жизни требуются многочисленные расчеты, исходящие из детальных статистических сведений. Эти последние нередко вообще отсутствуют или же не внушают доверия. Так например, детская смертность плохо учитывается в слаборазвитых странах, где регистрация смертности маленьких детей очень несовершенна; напротив, регистрация смертей взрослых производится удовлетворительно. Для прежних времен, которые изучают по приходским спискам, мы имеем возможность хорошо исследовать смертность до 15 или 20 лет, в то время как данные о смертности взрослых и старых людей значительно более неопределенны.

[1] См., например, статью «Vues générales sur la mortalité française depuis la guerre», Population, № 3, 1954.

Исходя из отрывочных данных о смертности в какой-нибудь стране и сопоставляя эти данные с соответствующими цифрами типовой таблицы, наиболее близкой к показателям этой страны, можно построить приближенную таблицу смертности и исчислить среднюю продолжительность жизни.

Пример такого использования типовых таблиц будет дан в главе о прогнозе численности населения.

3. Отдел населения Организации Объединенных Наций, как уже говорилось, произвел интерполяцию по 40 типовым таблицам, в результате чего были получены 24 другие таблицы, отражающие среднюю продолжительность предстоящей жизни в момент рождения (для обоего пола вместе) в круглых числах. Для того чтобы сделать эти таблицы пригодными к разностороннему применению, они были подвергнуты различным преобразованиям; в частности, они могут служить для непосредственного расчета числа доживших при прогнозах численности населения. Для ознакомления с таким применением таблиц мы отсылаем читателя к главе о перспективном исчислении населения, где приведен пример, о котором мы упоминали в предыдущем параграфе.

4

БРАЧНОСТЬ

Содержание этой главы несколько шире ее заглавия. Мы будем рассматривать здесь различные демографические феномены, связанные с возникновением и прекращением супружеских союзов. Речь будет идти о первых браках, о вторичных браках, о вдовстве и о разводах.

Общие коэффициенты

Наряду с *общим коэффициентом брачности*, определение которому уже было дано выше (см. стр. 37), здесь будет фигурировать также и *общий коэффициент разводимости*, т. е. частное от деления числа разводов (или иногда числа разведенных лиц, что дает вдвое большее число, чем предыдущий показатель) в течение года на среднее население [1].

При таких расчетах мы имеем дело с грубыми показателями, которые дают представление о различиях между странами в том случае, если эти различия значительны, или же об эволюции во времени в одной и той же стране, если эта эволюция имеет ясно выраженный характер. Сфера применения этих показателей весьма ограниченна.

В дальнейшем мы будем уделять особое внимание первым бракам (вступлениям в брак холостяков и девушек). После этого мы рассмотрим вопрос о том, под каким углом зрения могут изучаться разрывы брачных союзов и повторные браки.

Брачность холостяков и девушек

Наиболее общим и простым измерителем брачности холостяков и девушек в данном населении могут служить удельные веса холостяков и девушек в различных возрастах. Точнее говоря, разность между единицей и удельным весом незамужних (неженатых) дает наиболее прямое измерение удельного веса состоящих в браке, но обычно предпочитают иметь дело с удельными весами

[1] В некоторых случаях вычисляют коэффициент разводимости состоящих в браке, иначе говоря, число разводов делится не на всю численность населения, а только на число состоящих в браке.

холостяков (девушек), колебания которых, как правило, более значительны.

Удельные веса не состоящих в браке по различным возрастам во Франции на 1 января 1956 г. были следующими.

ТАБЛИЦА 1а. ФРАНЦИЯ. УДЕЛЬНЫЙ ВЕС НЕ СОСТОЯЩИХ В БРАКЕ В РАЗЛИЧНЫХ ВОЗРАСТАХ на 1 января 1956 г. в %

Возрастные группы	20—24 года	25—29 лет	30—34 года	35—39 лет	40—44 года	45—49 лет	50—54 года
Мужской пол	77,5	32,6	18,0	12,9	11,6	10,7	9,4
Женский пол	50,5	20,2	12,7	10,3	9,4	9,7	10,4

Исчисленные по пятилетним периодам, эти удельные веса не дают достаточно точной картины, когда брачность особенно интенсивна. Расчет, сделанный по одногодичным группам, дает следующие удельные веса.

ТАБЛИЦА 1б. ФРАНЦИЯ. УДЕЛЬНЫЙ ВЕС НЕ СОСТОЯЩИХ В БРАКЕ В РАЗЛИЧНЫХ ВОЗРАСТАХ на 1 января 1956 г. в %

Пол	18 лет	19 лет	20 лет	21 год	22 года	23 года	24 года	25 лет	26 лет	27 лет	28 лет	29 лет	30 лет
Мужской	99,4	97,8	94,4	89,6	85,1	65,4	54,8	43,6	36,3	30,9	27,2	24,5	22,1
Женский	92,2	84,5	73,3	60,4	48,9	39,3	32,9	26,4	22,4	19,2	17,1	15,8	14,4

Не следует забывать, что эти удельные веса вычислены по различным поколениям, из которых каждое имеет свою особую судьбу. Если в прошлом этих поколений какие-либо события (война, экономический кризис) препятствовали заключению браков, то это может в 1956 г. отражаться на удельном весе не состоящих в браке в данных поколениях.

Известную роль играет также неодинаковый уровень смертности. Поскольку смертность среди холостяков выше, чем среди лиц, состоящих в браке, она при прочих равных условиях снижает удельный вес холостяков [1]. Однако этот фактор имеет более или менее существенное значение только для более зрелых возрастов.

С учетом этих оговорок табл. 1а и 1б дают наглядное представление о брачности, которое может служить основой, как это мы

[1] Эта повышенная по сравнению с женатыми смертность не состоящих в браке (холостяков) обусловлена не только условиями их жизни, но также и «отбором», который обрекает на безбрачие людей, страдающих физическими или умственными недостатками. Повышенная смертность не состоящих в браке сильнее выражена у мужчин-холостяков, чем у незамужних женщин.

увидим дальше, для сравнений различных поколений одной страны, а также для сравнений между различными странами.

Начиная с 35—39 лет соотношение состоящих и не состоящих в браке меняется уже сравнительно мало. Конечно, строго говоря, не существует такого возраста, когда эти пропорции могли бы рассматриваться как окончательные (оставляя в стороне колебания этих пропорций, вызываемые неодинаковым уровнем смертности), но наблюдение показывает нам, что после превышения известного возраста число браков холостяков становится незначительным. Измерение окончательного удельного веса не вступивших в брак в данном поколении может быть довольно точно проведено около 50 лет. В значительно более позднем возрасте, например около 70 лет, неравномерная смертность, уже отмеченная выше, играет большую пертурбирующую роль. Так, например, во Франции у мужчин в возрасте 70—74 лет по состоянию на 1 января 1956 г. доля холостяков снижается до 6,2%. Это не связано ни с какой-либо особой судьбой данного поколения, ни со вступлением в брак тех 35% мужчин, которые оставались холостяками в возрасте около 50 лет (что составляет приблизительно 10% общей численности их поколений).

Эти соотношения дают также возможность измерения *ранних браков и интенсивности* браков в стране. Мы убедимся в этом при помощи некоторых сравнений.

Некоторые сравнения

В табл. 2а мы сопоставляем показатели брачности во Франции с показателями некоторых других стран различной цивилизации.

ТАБЛИЦА 2а. **УДЕЛЬНЫЙ ВЕС ХОЛОСТЯКОВ И НЕЗАМУЖНИХ В РАЗЛИЧНЫХ ВОЗРАСТАХ в %**

Страны	Мужской пол			Женский пол		
	20—24 года	30—34 года	40—44 года	20—24 года	30—34 года	40—44 года
Франция, 1956 г. . . .	77,5	18	12	50,5	13	9
Алжир, 1948 г.	68	18,5	6,5	23	5	2,5
Индия, 1931 г.	35	8,5	4,5	4,5	1,5	1
Корея, 1930 г.	33,5	4	1,5	2,5	ε	ε

Источник: Louis Henry, Tiers Monde, Cahier de Travaux et Documents, № 27, de l'I.N.E.D.

Расхождения в удельном весе лиц, не вступивших в брак, наблюдаются во всех возрастах, причем раннее вступление в брак и интенсивность брачности в слаборазвитых странах имеют более

высокий уровень, чем во Франции, хотя во Франции эти показатели выше, чем в некоторых соседних с нею государствах.

Указанные отклонения особенно сильно проявляются у женщин. В группе 20—24 лет процент незамужних женщин в Индии в 10 раз ниже, чем во Франции, а в Корее даже в 20 раз. В этих двух странах почти все женщины выходят замуж, в то время как во Франции около 10% женщин совсем не выходят замуж [1].

У мужчин различие между Францией и тремя остальными странами выражено значительно слабее, особенно в отношении раннего вступления в брак.

Более раннее вступление в брак и более высокая интенсивность брачности во Франции по сравнению с соседними странами показаны в табл. 2б.

ТАБЛИЦА 2б. **УДЕЛЬНЫЙ ВЕС ХОЛОСТЯКОВ И НЕЗАМУЖНИХ В РАЗЛИЧНЫХ ВОЗРАСТАХ в %**

Страны	Мужской пол			Женский пол		
	20—24 года	30—34 года	50—54 года	20—24 года	30—34 года	50—54 года
Франция, 1956 г. . . .	77,5	18	12	50,5	13	9
Швеция, 1950 г. . . .	84,5	27	15	59,5	16	20
Соединенное Королевство, 1951 г.	76	19	8,5	52	14,5	15
Швейцария, 1950 г. . .	90,5	28	12,5	74	23	19
Италия, 1951 г.	90,5	28,5	8	68	21,5	14,5
Португалия, 1950 г. . .	84	23	10,5	65	24,5	17

Процент холостых мужчин в возрасте 50—54 лет (окончательное безбрачие) во Франции выше, чем в Соединенном Королевстве и в Италии, где играет известную роль эмиграция мужчин.

Показатели женской брачности особенно низки в Швеции и в Швейцарии; для группы женщин в возрасте 50—54 лет процент незамужних в этих странах близок к 20, т. е. более чем в два раза превышает соответствующий показатель во Франции.

Кажущаяся ненормальность в показателях по Швейцарии и Соединенному Королевству, у которых процент незамужних женщин выше в возрасте 50—54 лет (20% и 15%), чем в возрасте 30—34 (16% и 14,5%), на самом деле объясняется тем, что эти показатели относятся к разным поколениям, причем у более молодого из этих поколений были более благоприятные условия с точки зрения вступления в брак.

Наряду с особыми историческими причинами, к числу которых относятся войны и экономические кризисы, способные нарушать

[1] Здесь речь идет конечно, о пропорциях, установленных без учета смертности.

брачность в некоторых поколениях и оставлять длительные последствия, могут проявляться и глубокие эволюционные процессы, характеризующиеся длительным повышением или длительным снижением брачности. Так, например, длительное повышение брачности наблюдается в течение двух десятков лет в Швеции и в странах Северной Европы. В частности, в Швеции и в Соединенном Королевстве около 1950 г. более молодые женские поколения (30—34 года) имели меньший процент незамужних, чем женщины, которые были старше их на 20 лет и входили в возрастную группу 50—54 года.

В отдельных частях одной и той же страны могут наблюдаться очень различные показатели. Так, например, во Франции в 1946 г. процент женщин, оставшихся незамужними в возрасте 50—59 лет, составлял в департаменте Лозер 19,0, а в департаменте Ло и Гаронна — только 6,6%.

Показатели брачности по поколениям

Статистический анализ и теория брачности должны были бы установить, как реагируют друг на друга численности людей противоположного пола и их возрастные структуры и как все эти факторы влияют на заключение брачных союзов. Но в этой области теории, можно сказать, еще не существует.

Тем не менее рассмотрение брачности по поколениям приводит к интересным наблюдениям.

При всех объяснениях брачности нужно учитывать относительное значение групп населения, имеющихся в наличии перед браком. Вот почему иногда подсчитывают численность «способных к вступлению в брак». Это понятие охватывает холостяков, девушек, вдовых и разведенных по каждому полу в отдельности.

Большое значение имеет возраст «способных к вступлению в брак». При прочих равных условиях увеличение возраста, которое в начале увеличивает шансы на вступление в брак, в дальнейшем становится неблагоприятным фактором, особенно для женщин. В отношении отдельных лиц существует понимание того, что утраченные «благоприятные возможности выйти замуж» грозят привести к безбрачию на всю жизнь.

Если статистическое наблюдение и не дает возможности точно измерять значение этих «утраченных возможностей», то оно все же иногда проливает свет на ситуацию, при которой благоприятные возможности вступить в брак становятся более редкими, — в среднем по одному из двух полов, так как между мужским и женским населением нет равновесия с точки зрения их способности заключать браки. Это именно тот случай, когда две численности (мужского и женского населения), изображенные схематически в виде заштрихованных зон на рис. 50, весьма неравны в результате демографической «впадины», оказывающей влияние на один

из двух полов [1], или же вследствие того, что в возрасте, вполне пригодном для вступления в брак, одна из двух групп фактически лишена возможности вступать в брак (например, во время войны). При таких условиях брачность у группы меньшинства имеет все шансы быть более интенсивной, чем при отсутствии такого нарушения равновесия; напротив, брачность группы, находящейся в большинстве, имеет шансы быть относительно более низкой.

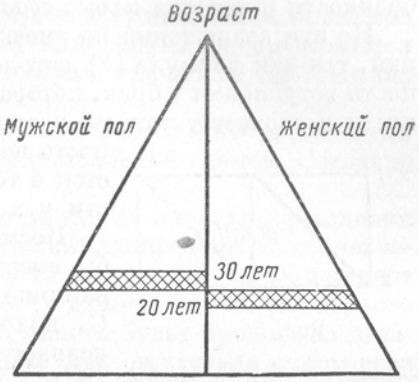

Рис. 50.

В этих объяснениях, однако, невозможно отделить первичные браки от повторных браков. Уровень повторных браков у разведенных и особенно у овдовевших (главным образом у женщин) должен оказывать влияние на условия брачности холостяков. Поэтому, если в период наивысшей брачности мужчин женщины на «супружеском рынке» составляют меньшинство, то вдовы получают дополнительные шансы к вступлению в повторный брак; противоположная ситуация, напротив, была бы неблагоприятна для вдов.

Однако все эти соображения, подсказанные здравым смыслом, еще не дают нам достаточно разработанных методов анализа.

За недостатком таких методов можно воспользоваться таблицами брачности, которые по принципам своего построения напоминают таблицы смертности.

Таблица брачности для вступающих в первый брак

Для того чтобы описать, как происходят первые браки в определенном женском поколении, мы предварительно исчислим ряд вероятностей вступления в брак, измеряющих «риск брачности» между двумя следующими один за другим возрастами — x и $x+1$.

Этот «риск» измеряется соотношением числа первых браков (или браков, заключаемых холостыми), которые происходят между возрастом x и возрастом $x+1$ (эту величину мы обозначим как $m(x, x+1)$, и общей численности холостых, достигших возраста x (обозначаемой как C_x), откуда получаем формулу

$$n_x = \frac{m(x, x+1)}{C_x}. \qquad (F)$$

Аналогия с коэффициентом смертности q_x вполне очевидна (см. рис. 51).

[1] Эта «впадина» может происходить, например, от дефицита в рождаемости, который может затронуть лишь одну из группп поколений, отмеченных на рис. 50.

Однако существует и коренное различие между n_x, как его определяет формула (F), и q_x; n_x не дает строгого измерения риска брачности, так как среди общего числа холостых, достигших возраста x (C_x), некоторые холостяки умрут, не достигнув возраста $x+1$, и в результате этого они не будут подвергаться «риску» брачности в течение *целого года*.

Но эти возражения не имеют серьезного практического значения, так как формула (F) дает достаточное приближение к вероятности вступления в брак, которая очень точно измеряет риск брачности в соответствующем возрасте (для возрастов, когда смертность невелика), что как раз и наблюдается в том периоде, когда «риск» брачности у холостых имеет большое значение.

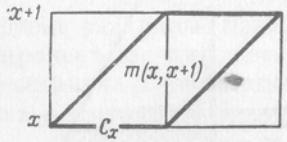

Рис. 51.

Посмотрим, какие поправки следовало бы внести в формулу (F), чтобы учесть влияние смертности. Среди общего числа C_x холостых, которые достигли точного возраста x, будут иметься $d(x, x+1)$, которые умрут между x и $x+1$. Поэтому в течение целого года «риску» брачности будут подвергаться не все холостяки, а $C_x - d(x, x+1)$ холостых. Можно допустить, что эти $d(x, x+1)$ проживут каждый в среднем приблизительно полгода и поэтому будут подвергаться риску брачности в среднем в течение полугода. Это в итоге равно риску брачности, которому подвергается число холостых, равное $\frac{d(x, x+1)}{2}$, в течение целого года. В общем итоге риску брачности подвергалось число холостых, равное

$$C_x - d(x, x+1) + \frac{d(x, x+1)}{2} = C_x - \frac{d(x, x+1)}{2}.$$

Именно к этой исправленной численности и нужно отнести число браков холостых $m(x, x+1)$, чтобы получить правильную формулу (F).

$$n_x = \frac{m(x, x+1)}{C_x - \frac{d(x, x+1)}{2}}. \qquad (F')$$

Однако значение всей этой корректировки очень невелико. Следует отметить, что явление брачности не происходит само по себе в чистом виде: оно как бы наслаивается на смертность (а в некоторых случаях и на миграцию населения, пертурбационное влияние которой иногда может быть весьма значительным), и для устранения помех, вносимых смертностью, в принципе необходима корректировка формулы (F).

Имеется также возможность, подобно тому, как это делается с вероятностями смертности, исчислять исходя из вероятностей брачности таблицы брачности и определять функции, аналогичные тем, которые встречались нам в таблицах смертности. В частности,

можно определить таблицу безбрачия, которая будет аналогична таблице дожития [1].

Число холостых, остающихся таковыми приблизительно до возраста 50 лет, практически дает пропорцию *«окончательных холостяков» в данном поколении* [2]. Дополнение этой пропорции до единицы дает пропорцию людей, которые вступили бы в брак при отсутствии смертности. Соответствующие браки распределяются по возрастам как ряд женатых в таблице брачности (аналогично графе умерших в таблице смертности).

Таким образом, мы приходим к описанию брачности холостых и девушек в соответствии с уже представленной схемой. Согласно этой схеме мы определяем:

какова пропорция лиц, которые дожив до начального явления A (в данном случае это достижение минимального возраста, позволяющего вступать в брак, например 15 лет для девушек), доживут также до последующего явления B (в данном случае до первого вступления в брак). Одним словом, какова будет пропорция незамужних в возрасте 15 лет, которые при отсутствии смертности выйдут замуж по меньшей мере один раз;

как распределяются промежутки времени между A и B, иначе говоря, как распределились бы по возрасту браки в данном поколении при отсутствии смертности.

Первый шаг к построению таблицы брачности данного поколения

Мы будем рассматривать здесь женское поколение Франции, родившееся в 1931 г. Первые браки в этом поколении были заключены в 1946 г.

Первичные данные заимствованы нами из ежегодной статистики движения населения за период с 1946 по 1951 г. [3]. Они размещены на диаграмме Лексиса на рис. 52.

Указанные данные включают в себя:

численность не состоящих в браке в данном поколении на 1 января каждого из следующих один за другим годов;

---

[1] Следует указать на то, что именно постоянное влияние факта смертности мешает на основе прямых цифр по данному поколению построить таблицу брачности этого поколения, как это можно сделать для показателей смертности (конечно, в замкнутом населении).

[2] Теоретически следовало бы взять число холостяков и девушек в возрасте, начиная с которого вероятности брака равны нулю. Но после 50 лет вероятности вступления в брак становятся очень незначительными, и поэтому совершаемая здесь ошибка не играет роли.

[3] Эти статистические данные (они и имеют окончательный характер, и их не следует смешивать с предварительными статистическими данными, которые составляются ежегодно и публикуются в трехмесячных бюллетенях Национального института статистики и экономических исследований) опубликованы в трех томах: в первом томе, вышедшем в свет в 1953 г.,— за 1946 и 1947 гг.; во втором томе, выпущенном в 1954 г.,— за 1948 и 1949 гг.; в третьем томе, выпущенном в 1956 г.,— за 1950 и 1951 гг.

число браков незамужних женщин в каждом из треугольников Лексиса.

Пренебрегая смертностью и миграцией, мы переходим от этих данных к данным, необходимым для исчисления вероятностей

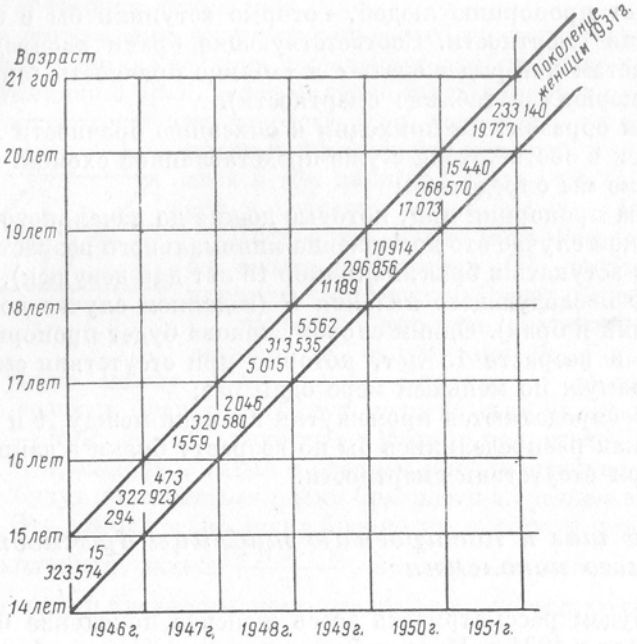

Рис. 52.

брака посредством вполне понятных операций, результаты которых показаны на рис. 53 в схемах от *а* до *д*.

Итак, $C_{15} = 322\,923 + 294 = 323\,217$; $m\,(15,\ 16) = 294 + 473 = 767$.

Откуда следует, что $n_{15} = \frac{767}{323\,217} = 24$ на 10 000 [1].

Параллельно мы находим:

$n_{16} = 112$ на 10 000,
$n_{17} = 332$ на 10 000,
$n_{18} = 718$ на 10 000,
$n_{19} = 1138$ на 10 000.

[1] Можно внести поправку, чтобы учесть влияние смертности. Для этого нужно определить число смертей незамужних женщин в изучаемом поколении между 15 и 16 годами, т. е. $d\,(15;\ 16) = 359$. Поэтому делитель в дроби, посредством которой мы находим n_{15}, должен быть уменьшен округленно на 180 единиц $\left(\frac{359}{2}\right)$. Эта поправка не оказывает заметного влияния на величину n_{15}.

Для исчисления вероятностей вступления в брак в возрасте 20 лет и старше нужно ждать публикации статистических данных за 1952 г. и последующие годы [1].

С помощью этих вероятностей мы можем определить пропорцию женщин данного поколения, еще остающихся незамужними в 16, 17, 18, 19 и 20 лет.

Для 16 лет эта пропорция, очевидно, равна $1-0{,}0024 = 0{,}9976$.

Для 17 лет она может быть получена путем перемножения 0,9976 на (1—0,0112),

т. е. $0{,}9976 \times 0{,}9888 = 0{,}9864$ и т. д.

Для 20 лет мы находим эту величину как результат следующего произведения: $0{,}9976 \times 0{,}9888 \times 0{,}9668 \times 0{,}9282 \times 0{,}8862 = 0{,}7845$. Иначе говоря, в этом возрасте еще 78,45% женщин данного поколения остаются незамужними. Это выражается формулой, которая пишется следующим образом:

$$(1-n_{15})\,(1-n_{16})\,(1-n_{17})\,(1-n_{18})\cdot(1-n_{19})$$

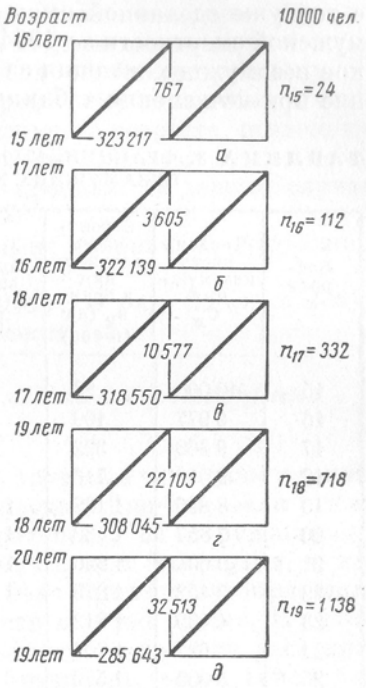

Рис. 53.

Приведенная формула может быть распространена на все возрасты.

Закончив исчисление на $(1-n_{50})$ или $(1-n_{60})$, мы будем близки к тому, чтобы получить процент лиц данного поколения, которые так и остаются вне брака.

Более полно представить параллель между таблицей брачности и таблицей смертности можно путем исчисления таблицы брачности для возрастов до 55 лет. Такое исчисление может быть сделано или для данного поколения, или же за данный промежуток времени.

Для построения таблицы брачности определенного поколения необходим длинный ряд статистических данных. Более удобно вычислять таблицы брачности за определенный период времени.

Однако дальше мы вскоре увидим, что эти таблицы пригодны только в очень ограниченных случаях.

[1] Мы не учли в этом поколении 15 браков (для которых требовалось сделать исключение из общего правила), заключенных ранее 15 лет.

Таблица брачности французских незамужних женщин в 1950—1951 гг.

Наблюдения, сделанные в 1950 и 1951 гг. над различными женскими поколениями между двумя точными следующими один за другим возрастами дает нам величину n_x за первый период, с той уже сделанной выше оговоркой (при составлении таблицы мужской смертности за 1954—1955 гг.), что только половина браков незамужних женщин за эти два года будет принята во внимание при исчислении таблицы [1].

ТАБЛИЦА 3. ФРАНЦИЯ. 1950—1951 гг. ТАБЛИЦА БРАЧНОСТИ НЕЗАМУЖНИХ ЖЕНЩИН

Возраст x	Численность незамужних C_x	Вероятность вступления в брак n_x (на 10 000)	Число браков за год $m(x, x+1)$	Возраст x	Численность незамужних C_x	Вероятность вступления в брак n_x (на 10 000)	Число браков за год $m(x, x+1)$
15	10 000	23	23	36	1 038	396	41
16	9 977	109	109	37	997	367	37
17	9 868	322	318	38	960	298	29
18	9 550	716	684	39	931	292	27
19	8 866	1 138	1 009	40	904	241	22
20	7 857	1 480	1 163	41	882	222	20
21	6 694	1 856	1 242	42	862	176	15
22	5 452	1 875	1 022	43	847	171	14
23	4 430	1 812	803	44	833	153	13
24	3 627	1 703	618	45	820	148	12
25	3 009	1 529	460	46	808	126	10
26	2 549	1 433	365	47	798	113	9
27	2 184	1 253	274	48	789	105	8
28	1 910	1 088	208	49	781	86	7
29	1 702	954	162	50	774	82	6
30	1 540	854	132	51	768	66	5
31	1 408	741	104	52	763	68	5
32	1 304	649	85	53	758	61	5
33	1 219	579	71	54	753	48	4
34	1 148	508	58	55	749		
35	1 090	478	52				
							9 251

[1] Ничто не помешало бы включать в исчисление *все* браки незамужних женщин, заключенные в течение этих двух лет, определяя вероятности брачности за точные промежутки времени, подобно тому, как это было сделано нами, при определении вероятности смертности за точные промежутки времени (см. стр. 143).

Мы будем последовательно применять этот ряд вероятностей $\{n_x\}$ к 10 000 девушек в возрасте 15 лет ($C_{15} = 10000$). При этом мы одновременно получим ряд чисел девушек, вступивших в брак, $\{m(x, x+1)\}$ и ряд чисел оставшихся незамужними $\{C_x\}$.

Результаты этих расчетов представлены в табл. 3.

С формальной точки зрения эта таблица существенно отличается от таблицы смертности в том отношении, что сумма браков никогда не бывает равной 10 000, т. е. C_{15}: не все женщины выходят замуж. Другими словами, C_x никогда не бывает равно нулю.

Ответ на вопрос, какая часть девушек «переживших» явление A (в данном случае достижение минимального возраста, позволяющего вступить в брак, т. е. 15 лет), «переживет» также и явление B (вступление в брак), не является простым. В данном случае это отношение составляет 92,51 на 100.

Распределение браков (распределение явлений B, следующих за явлением A) дает ряд $\{m(x, x+1)\}$.

Отметим в заключение, что ряд $\{C_x\}$ и ряд $\{m(x, x+1)\}$ исчислены без учета влияния смертности [1].

Таблица брачности за определенные промежутки времени

Во всем, что относится к брачности, трудно, а чаще даже и невозможно, уловить точные условия периода. Конечно, если после длительного периода стабильной брачности, не нарушавшейся никакими политическими или экономическими факторами, в каком-либо году обнаружится влияние некоторых неблагоприятных условий, то это отразится на брачности всех возрастов, В таком случае таблица за определенный промежуток времени даст правильное представление о снижении брачности, характерном для этого года.

Однако ситуация брачности в каждый данный момент довольно редко оказывается результатом одних только условий данного периода. Чаще всего целая вереница факторов, относящихся к прошлому, накладывает различный отпечаток на разные поколения, реагирующие на условия данного года в зависимости от особенностей своей прошлой истории.

Приведенные замечания ограничивают значение указанных таблиц; систематические показатели, которые дают эти таблицы, требуют осторожного истолкования и сопоставления с показателями за прошлое время.

[1] Мы понимаем под этим, что таблица дает распределение по возрасту вступления в первый брак в группе из 10 000 девушек, достигших 15 лет и доживших до 55 лет.

Здесь нужно еще заметить, что мы не вводили поправок для учета влияния смертности при исчислении n_x (см. формулу (F) на стр. 159). Но это оправдывается тем, что если бы влияние смертности было учтено, то это оказало бы лишь очень слабое влияние на конечный результат.

Напомним, что таблицы смертности за определенный период приобретают специальный интерес; это объясняется тем фактором, что ситуация смертности за данный год не обнаруживает заметной зависимости от ситуации за предыдущие годы (отсутствие заметного отбора).

Процент незамужних женщин в возрасте 55 лет (очень близкий к проценту «окончательно» незамужних) [1], по статистическим данным о брачности французских женщин, в 1950—1951 гг. составляет 7,49%. Этот процент заметно ниже того довольно устойчивого процента, который наблюдается в том же возрасте при проведении переписей населения (около 10%). Это указывает, что период 1950—1951 гг. является периодом довольно значительного восстановительного процесса брачности (после нарушения ее войной 1939—1945 гг.).

Несколько простых характеристик брачности, связанных с распределением браков по возрастам

Мы рассмотрим здесь распределение браков, связанных с таблицей брачности незамужних женщин в 1950—1951 гг. В табл. 4 дано распределение этих браков в пересчете на 10 000 браков [2], заключенных в возрасте от 15 до 55 лет. Графическое изображение дано на рис. 54.

Напомним, что это распределение не относится к какому-нибудь одному поколению, а представляет собой как бы синтез условий брачности всех поколений за 1950—1951 гг. Оно поможет нам определить некоторые простые характеристики, которые равным образом относятся также и к распределению браков в одном поколении.

Мы имеем здесь в виду три характеристики основной тенденции.

1. *Средний возраст при вступлении в брак.* Чтобы получить этот показатель, нужно последовательно перемножить число браков, заключенных в разных возрастах, на эти возрасты; так, например, 25×15, далее 118×16 и т. д.

Путем сложения всех этих произведений и последующего деления полученной суммы на 10 000 мы находим средний возраст вступления в брак —22,8 года. К полученной цифре надлежит прибавить полгода, т. е. все эти 10 000 браков не заключались точно в возрасте x лет, но довольно равномерно распределялись между возрастами x и $x+1$, иначе говоря, в среднем в возрасте $x + 0{,}5$ года.

[1] После 55 лет браки незамужних женщин составляют всего 3‰ к общему числу браков.

[2] Напомним, что для пересчета фактически наблюдавшихся 9251 брака в 10 000 браков достаточно умножить количество браков по каждому возрасту на $\frac{10\,000}{9251} = 1{,}08096$, после чего следует сделать правильное округление, чтобы найти новый итог, точно равный 10 000.

С этой поправкой средний возраст вступления в брак на основе распределения, изображенного в табл. 4, равен 23,3 года.

Исчисленный таким образом средний возраст вступления в брак отличается от других средних возрастов, исчисленных

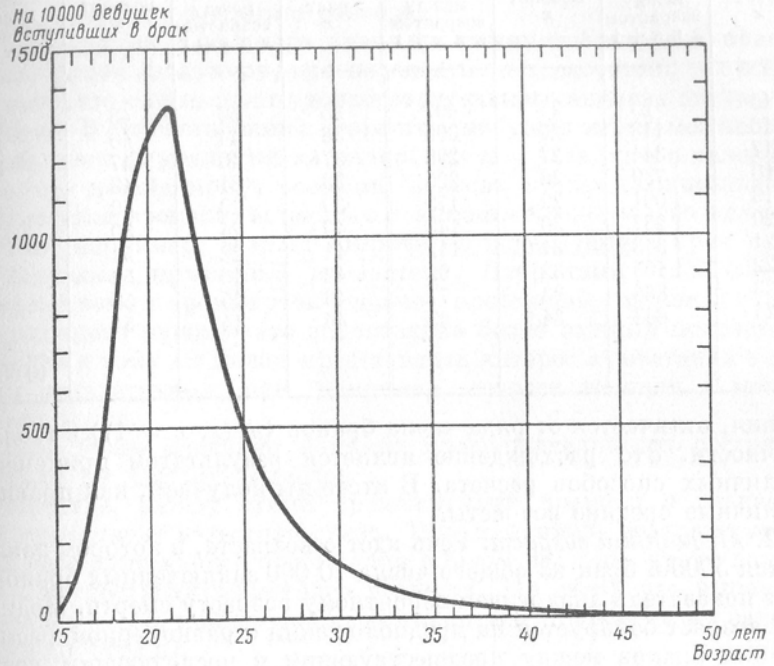

Рис. 54. Распределение 10 000 браков девушек согласно французской таблице брачности за 1950—1951 гг.

более просто, например от подсчета среднего возраста незамужних женщин на основании статистики движения населения в 1950—1951 гг. [1]. В этих статистических данных удельный вес браков в разных возрастах фактически зависит при прочих равных условиях от относительной численности отдельных поколений.

Можно попытаться элиминировать непосредственное влияние [2] этого неравенства численности поколений, пересчитывая все поколения в одинаковую численность (1000, 10 000, 100 000 и т. д.) и внося соответствующие поправки в число заключенных браков. Поступая таким образом, мы частично элиминируем влияние смертности между 15 и 55 годами (если мы ограничиваемся исчислением среднего возраста вступления в брак пределом в 55 лет). Однако ряд числа браков, полученный посредством такого исчи-

[1] Речь идет о среднем возрасте впервые вышедших замуж в 1950—1951 гг.

[2] Косвенное влияние, обусловленное неравенством численности мужского пола и женского пола, очевидно, продолжает иметь место и влияет на значения n_x.

ТАБЛИЦА 4. ФРАНЦИЯ, 1950—1951 гг. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ НЕЗАМУЖНИХ ЖЕНЩИН ПО ВОЗРАСТУ ВСТУПЛЕНИЯ В БРАК
(согла́сно таблице брачности)

Возраст x	Число браков между возрастом x и $x+1$	Возраст x	Число браков между возрастом x и $x+1$	Возраст x	Число браков между возрастом x и $x+1$	Возраст x	Число браков между возрастом x и $x+1$
15	25	25	497	35	56	45	13
16	118	26	395	36	44	46	11
17	344	27	296	37	40	47	10
18	739	28	225	38	31	48	9
19	1 091	29	175	39	29	49	8
20	1 257	30	143	40	24	50	6
21	1 343	31	112	41	22	51	5
22	1 105	32	92	42	16	52	5
23	868	33	77	43	15	53	5
24	668	34	63	44	14	54	4
							10 000

сления, отличается от ряда числа браков $\{m(x, x+1)\}$ в таблице брачности. Это расхождение является результатом применения различных способов расчета. В итоге мы получаем, как правило, различные средние возрасты.

2. *Медианный возраст.* Речь идет о возрасте, в котором заключается 5000-й брак из общего числа 10 000 заключенных браков [1]. Этот показатель аналогичен вероятному возрасту смерти. Медианный возраст базируется на предположении о равномерном распределении браков между предшествующим и последующим возрастом, выраженным в целых числах. Так, например,

4917 браков в возрасте от 15 до 22 лет;

6022 брака в возрасте от 15 до 23 лет.

Разность между вторым и первым числом (6022—4917 = = 1105 браков) — это браки, заключенные на 22-м году жизни. Предполагается, что они равномерно распределялись в течение этого года. В соответствии с этим предположением вычисляем: 5000—4917 = 83, откуда получаем:

$$22 \text{ года} + \frac{83}{1105} = 22 \text{ года} + 0{,}08 \text{ года} = 22{,}08 \text{ года}.$$

Это и есть медианный возраст вступления в брак.

3. *Модальный возраст.* Это возраст, в котором заключается наибольшее количество браков (показатель, аналогичный модальному возрасту умерших). В табл. 4 модальным возрастом брачности является возраст 21 год.

[1] Строго говоря, в этом расчете (так же, как и в исчислении среднего возраста) не следовало бы игнорировать браки, заключаемые после 55 лет. Но ошибка, связанная с тем, что мы ограничиваемся 55 годами, совершенно незначительна.

Исследование разводимости и повторных браков

Путем формальной аналогии с таблицей брачности холостых и девушек иногда составляют таблицы брачности вдовцов и вдов или разведенных; таким же образом составляются таблицы расторжения брака в результате развода.

Не отрицая известного значения таких таблиц для практических целей (например, для перспективных расчетов), мы все же считаем, что они не дают удовлетворительного анализа изучаемого явления. В сопоставлении с возрастом живущих изучаемое явление приобретает формальный характер, так как речь идет о явлениях, которые, по-видимому, особенно зависят от продолжительности промежутка времени, истекшего с момента предыдущего явления.

Так, например, возраст вторичного вступления в брак вдовы не особенно интересный показатель. Вторичный брак следует за вдовством, и промежуток времени, протекший с момента смерти предыдущего мужа,— это значительно более важный показатель, который к тому же может представлять интерес в сочетании с другими показателями, как, например, возраст женщин в момент смерти мужа.

Еще более очевидно влияние продолжительности состояния в браке на частоту разводов.

Конечно, между этими промежутками времени и возрастом лиц существует известная связь. Так, например, нельзя представить себе длительного пребывания в браке без того, чтобы данные лица не достигли известного возраста. Но связь эта выражена довольно слабо, причем она может меняться во времени и в зависимости от страны.

Сопоставление с возрастом при изучении брачности холостых и девушек может быть оправдано, если факт достижения минимального брачного возраста (15 лет для девушек и 18 лет для мужчин) рассматривать как предшествующее явление по отношению к вступлению в брак. В этих условиях сопоставление брака с длительностью промежутка времени, истекшего с момента достижения минимального брачного возраста, а также сопоставление с возрастом холостого в момент вступления в брак следует рассматривать как два равноценных способа анализа. Но это не вполне применимо к изучению расторгнутого брака (посредством развода) или повторных браков (после смерти другого супруга или развода); в этих случаях нужно вводить такие факторы, как длительность распавшегося брака или же промежуток времени, протекший с момента расторжения брака.

Действуя таким образом, Луи Анри смог подсчитать среднее число разводов на 1000 браков. Результаты этого подсчета показаны в табл. 5. Это показатели, полученные на основе простых коэффициентов [1], для определения тенденции в динамике разводов.

[1] Указанные коэффициенты очень сильно реагируют на особые условия послевоенных лет.

ТАБЛИЦА 5. ФРАНЦИЯ. СРЕДНЕЕ ЧИСЛО РАЗВОДОВ на 1000 БРАКОВ

1920 г.	68	1940 г.	90
1925 г.	74	1945 г.	96
1930 г.	79	1950 г.	101
1935 г.	85	1951 г.	102

Распределение каждой тысячи этих разводов по продолжительности пребывания в браке приблизительно такое же, как и показанное на рис. 55.

Для более детального ознакомления с показателями разводимости мы отсылаем читателя к статье Луи Анри «Изменение часто-

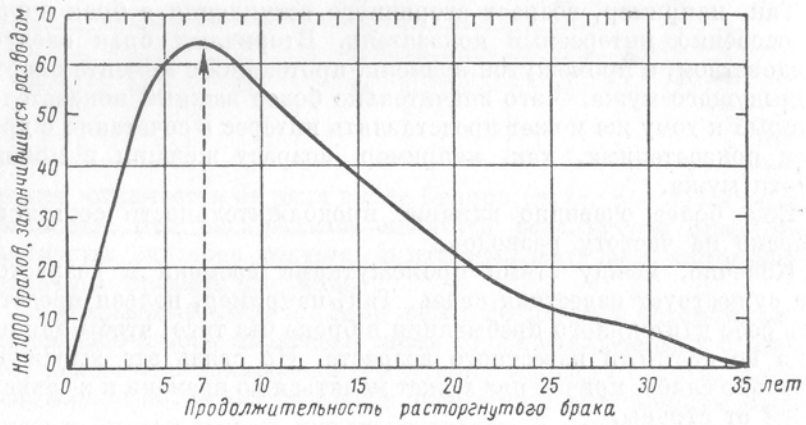

Рис. 55. Распределение разводов (в промилле) по продолжительности расторгнутых браков.

ты разводов» (L. Henry, Mesure de la fréquence des divorces, «Population», № 2, avril — juin 1952.)

Повторные браки вдовцов и вдов изучались в том же духе в исследовании, на которое мы уже ссылались (см. стр. 71).

Изучение вдовства

Здесь в конечном счете речь идет об изучении смертности одного из супругов. Ничто не побуждает нас в данном случае изучать продолжительность брака.

Таблицы вдовства по возрастам представляют некоторый интерес с определенной точки зрения. Так, например, они могут быть полезными для определения перспектив гражданского состояния населения. Однако они ничего не прибавляют к нашим знаниям о смертности.

5

РОЖДАЕМОСТЬ И ПЛОДОВИТОСТЬ

Под *рождаемостью* мы понимаем демографическое явление, связанное с рождениями; этот термин имеет очень широкий смысл. Прежде всего, можно рассматривать рождаемость или с точки зрения числа появившихся на свет людей, или же с точки зрения матерей, рождающих детей (или, наконец, с точки зрения супружеских пар, у которых происходит зачатие). Если мы ставим своей целью изучать главным образом обстоятельства появления на свет человеческого существа, то мы говорим о *плодовитости*. В этом случае возникает еще одно дополнительное понятие — *потенциальная плодовитость*, т. е. способность женщины к зачатию. В то время как отсутствие рождений у женщин может иметь добровольный характер, *бесплодие*, или *стерильность*,— понятие физиологическое (в этом же смысле можно говорить о плодовитости или бесплодии супружеской пары). Кстати укажем, что в этом отношении французская терминология находится в противоречии с терминологией, принятой в странах, в которых говорят на английском языке: английский термин fertility должен переводиться как эффективная плодовитость, а не как только способность плодовитости: напротив, термин fecundity в английском языке соответствует понятию потенциальной плодовитости.

Содержание главы

Статистическое изучение плодовитости особенно сложно из-за того, что нужно принимать во внимание большое число количественных факторов, чтобы дать описание плодовитости и подвергнуть ее анализу.

Весь комплекс этих факторов исследуется в следующем ниже тексте, который мы вынуждены расширить, чтобы осветить технику исчисления.

Вот почему мы попытаемся здесь, говоря о содержании настоящей главы, дать читателю руководящую нить, так как возможно, что эта нить не будет замечена им при чтении последующих страниц.

Глава делится на четыре части, имеющие следующие заголовки:

А. Обычные коэффициенты;

Б. Продолжительность брака;

В. Очередность рождений;

Г. Статистический анализ семьи.

Обычные коэффициенты — это, прежде всего, показатели уровня рождаемости и плодовитости. Рассмотрение первого из этих показателей позволяет увидеть резкое различие в уровнях рождаемости в разных странах; напротив, второй показатель — плодовитость — изменяется лишь в очень ограниченных пределах.

Далее мы рассматриваем показатели плодовитости по возрастам, выделяя при этом общую плодовитость и брачную плодовитость. В течение долгого времени эти показатели служили почти единственным орудием анализа, которым могли пользоваться демографы. И хотя такое положение давно уже ушло в прошлое, некоторые неспециалисты и до сих пор рассматривают эти показатели как самое точное из всего, что мы имеем при изучении плодовитости.

Мы попытаемся дать читателю более точное представление о сферах применения этих различных коэффициентов по возрастам и по возрастным группам.

Общие коэффициенты плодовитости по возрастам (или по возрастным группам) носят преимущественно описательный характер и в большинстве случаев малопригодны для более или менее глубокого анализа плодовитости.

Применение коэффициентов общей плодовитости по возрастам заслуживает внимания в тех случаях, когда подавляющее число родившихся является родившимися в браке, что, впрочем, наблюдается в большинстве стран.

Однако если мы исследуем показатели страны, где население принимает меры к ограничению рождаемости, то в таком случае удобно применять коэффициент брачной плодовитости по возрасту женщин в момент заключения брака. Статистические данные, позволяющие сделать такое исчисление, встречаются весьма редко.

Только в странах, где население не практикует ограничения числа рождений, возрастной коэффициент брачной плодовитости, исчисленный без учета возраста вступления в брак, сохраняет свое значение.

Комбинируя и сочетая указанные коэффициенты, мы получаем синтетические показатели плодовитости: *валовой коэффициент воспроизводства населения* получается в результате сочетания коэффициента плодовитости с возрастом (или с возрастной группой). Величина этого показателя обычно находится в тесной корреляции с величиной коэффициента рождаемости.

Комбинируя соответствующим образом коэффициенты брачной плодовитости по возрасту (или по возрастной группе) начиная, например, с 20 лет, мы получаем для населения, не ограничивающего числа рождений, *среднее число потомков* замужней женщины

данного возраста. Но для населения, ограничивающего рождаемость, для исчисления средней численности потомства необходимо обратиться как к коэффициенту по возрасту, так и к коэффициенту по возрасту вступления в брак.

Все показатели, которые мы только что рассмотрели, в большинстве случаев исчисляются как показатели на определенный момент, что вызывается характером статистических данных.

В разделах, которые называются «Продолжительность брака» и «Очередность рождений», мы показываем методы анализа, особенно методы, приспособленные для изучения населения с регулируемой рождаемостью. Эти методы требуют особо подобранных статистических данных, которые в общегосударственном масштабе имеются только в некоторых развитых странах.

Изложение этих расчетов должно будет занять большое место, так как техника их представляет собой некоторые статистические трудности.

В этих главах, помимо того значения, которые они имеют как введение в изучение населения, практикующего ограничение рождаемости, дается также описание уровня плодовитости за разные периоды. Это должно помочь читателю получить более точную картину столь сложного явления.

На этот раз мы уделим место «продольному анализу», который играет важную роль в изучении плодовитости.

В последней части главы мы займемся «Статистическим анализом семьи» и будем изучать плодовитость в рамках семейной пары; эта сторона вопроса слишком часто остается без внимания в демографической статистике ряда стран. Вместе с тем оригинальные методы, идею которых мы излагаем, позволяют получить новые результаты.

Эти методы вполне пригодны для монографических исследований, основанных на опросе сравнительно небольшого числа женщин; но они относятся, однако, только к тому населению, среди которого очень мало распространено применение противозачаточных средств.

Наконец, мы должны констатировать, что статистические исследования структуры семьи, в которой отсутствует регулирование рождаемости, оказали огромную помощь в создании подлинной биометрии плодовитости.

А. ОБЫЧНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ

Коэффициент рождаемости

Напомним, что речь идет о соотношении числа рожденных живыми за определенный календарный год к средней численности населения за тот же год (см. стр. 37).

Фактически лишь определенная часть женского населения в состоянии производить на свет детей. При прочих равных усло-

виях высота коэффициента рождаемости будет зависеть от удельного веса этой части. Различия в возрастной структуре населения выражаются в величине удельного веса взрослых (повышение числа которых влияет на повышение рождаемости) или преклонных возрастов (повышение числа которых влияет на повышение смертности). Поэтому различия в возрастной структуре населения являются фактором, оказывающим существенное влияние как на коэффициент рождаемости, так и на коэффициент смертности.

Кроме того, существует еще большое число факторов, оказывающих влияние на коэффициент рождаемости: условия реализации способности к деторождению; ранняя брачность и интенсивность брачности; биологические факторы; степень распространения противозачаточных средств и т. д.

Необходимо всегда иметь в виду роль этих различных факторов, когда мы сопоставляем коэффициенты рождаемости в странах, не практикующих добровольного ограничения числа рождений.

В частности, тот факт, что с возникновением «статистической эры» (около 1800 г.) коэффициенты рождаемости в европейских странах (совершенно независимо от применения противозачаточных средств) были более низкими, чем в большинстве современных слаборазвитых стран, объясняется хотя бы частично повышением возраста вступающих в брак и общим уменьшением интенсивности брачности. Так, например, если коэффициенты рождаемости в европейских странах XVIII в. колебались в пределах 35—40‰ и то в настоящее время в слаборазвитых странах они обычно превышают 40—45‰.

Снижение рождаемости путем добровольного ограничения числа рождений последовало в странах Западной Европы за снижением смертности с отставанием приблизительно на 100 лет, за исключением Франции, где обе эти тенденции проявились почти одновременно. Как можно видеть из табл. 1, эта тенденция к снижению во Франции становится особенно заметной начиная с 1830 года, но она началась еще во второй половине XVIII в., в то время как в Швеции, например, понижательная тенденция полностью проявилась только в 1870—1880-х гг. В этой стране, так же как и во многих других государствах Западной Европы (Англия, Бельгия, Австрия, Норвегия, Финляндия), снижение рождаемости, хотя оно и началось позже, чем во Франции, происходило значительно более быстрыми темпами, в результате чего эти страны в течение 50 лет достигли «французского» уровня рождаемости. Некоторые страны Западной Европы дольше других сохранили повышенный уровень рождаемости. Так, например, в период между двумя мировыми войнами в нескольких государствах (Италия, Испания, Португалия и Нидерланды) самые низкие коэффициенты рождаемости были выше 20‰. Другой примечательный факт этой эпохи: сначала Германия, а потом и Австрия оказались первыми странами, в которых было зарегистрировано повышение рождаемости, явившееся результатом правительственных мероприятий [1].

В эту эпоху все уровни рождаемости можно разбить на следующие группы: уровни рождаемости в странах, где уже не обеспечивается смена поколений (коэффициент рождаемости порядка 14—15‰), и уровни рождаемости в странах, где полностью отсутствует добровольное ограничение рождений и господствуют условия, особо благоприятные для брачности (коэффициент рождаемости может превышать 50‰). Между группой западноевропейских стран с низкой рождаемостью и очень близких к ним в этом отношении заокеанских англосаксонских стран (США, Австралия, Новая Зеландия, Канада), с одной стороны, и группой стран с очень высокой рождаемостью, в которую входит большинство стран Азии, Африки и Южной Америки, с другой стороны, располагается промежуточная категория стран, имеющих средние показатели рождаемости.

ТАБЛИЦА 1. **ЭВОЛЮЦИЯ КОЭФФИЦИЕНТА РОЖДАЕМОСТИ** (в среднем за десятилетие) **ВО ФРАНЦИИ И В ШВЕЦИИ** в промилле

	1801—1810 гг.	1811—1820 гг.	1821—1830 гг.	1831—1840 гг.	1841—1850 гг.	1851—1860 гг.	1861—1870 гг.
Средний коэффициент							
Франция	31,2	31,8	31,0	29,0	27,4	26,3	26,3
Швеция . .	30,9	33,4	34,6	31,5	31,1	32,8	31,4
	1871—1880 гг.	1881—1890 гг.	1891—1900 гг.	1901—1910 гг.	1911—1913 гг.	1920—1930 гг.	1931—1939 гг.
Средний коэффициент							
Франция	25,4	23,9	22,2	20,6	18,8	19,0	15,7
Швеция . .	30,5	29,1	27,1	29,8	23,5	18,2	14,4

После окончания второй мировой войны сверх обычного компенсационного процесса в числе рождений, который всегда следует за войной, наблюдалось также длительное повышение рождаемости в заокеанских англосаксонских странах (США, Канада, Австралия, Новая Зеландия) и во Франции и одновременно понижение рождаемости в большинстве стран Восточной Европы и Средиземноморского бассейна. В то время как почти во всех слаборазвитых странах рождаемость держится на очень высоких уровнях, в Японии она резко снизилась в результате официального одобрения противозачаточных средств и абортов. Подобное

[1] Первое время эти мероприятия выражались главным образом в беспощадном преследовании абортов.

же одобрение противозачаточных средств наблюдалось в Китае в 1957 г., но начиная с 1958 г. эти средства пропагандируются слабее.

Табл. 2 отражает ситуацию с рождаемостью в основных странах мира в 1958 г. Все коэффициенты заимствованы из демографического ежегодника Организации Объединенных Наций за 1962 г.

ТАБЛИЦА 2. КОЭФФИЦИЕНТ РОЖДАЕМОСТИ В 1958 г. (в промилле)

АФРИКА	
Руанда-Урунди (1957 г.)	
местное население	49,5
Южно-Африканский Союз	
европейское население	25,7
цветное население	47,8
население азиатского происхождения	29,5
СЕВЕРНАЯ АМЕРИКА	
Канада	27,6
США	24,3
Гватемала	48,7
Ямайка	38,1
Мексика	44,5
Панама	39,3
Пуэрто-Рико	32,7
Сальвадор	47,3
ЮЖНАЯ АМЕРИКА	
Аргентина	22,7
Уругвай (1954 г.)	19,3
Чили	35,5
Колумбия	43,3
Эквадор	45,9
Венесуэла	44,7
АЗИЯ	
Израиль	26,7
Япония	18,0
Цейлон	35,5
Китай	40,0
Тайвань	41,7
Гонконг	38,8
Сингапур	42,0
ЕВРОПА	
ФРГ	17,0
Австрия	17,1
Бельгия	17,1
Дания	16,6
Финляндия	18,5
Франция	18,2
Великобритания	16,8
Англия и Уэлс	16,4
Шотландия	19,2
Северная Ирландия	21,6
Ирландия	20,9
Норвегия	18,1
Нидерланды	21,1
Швеция	14,2
Швейцария	17,6
Испания	21,9
Греция	19,0
Италия	17,9
Португалия	23,7
Югославия	23,8
Албания	41,8
ГДР	15,9
Болгария	17,9
Венгрия	16,1
Польша	26,2
Румыния	21,6
Чехословакия	17,4
СССР	25,3
Австралия	22,6
Новая Зеландия	26,6

Мы здесь воспроизводим цифры лишь по тем странам, данные о которых являются вполне надежными. Именно по этой причине не приводятся данные по мусульманским странам; для этих стран можно принять коэффициенты порядка 45—50‰ (45 в Алжире, 50 в Египте и в Иране). Из африканских стран в табл. 2 приводятся данные только по двум странам. Обработка обследования, проведенного в Гвинее (тогда еще во Французской Гвинее) в 1954—

1955 гг., дает коэффициент 50 на 1000. Эта цифра в среднем, по-видимому, верна и для других территорий Африки (Южная Родезия, Руанда-Урунди). По Индии обычно принимается коэффициент от 40 до 45 на 1000.

Специализированные коэффициенты рождаемости

В целях более правильного анализа часто исчисляют коэффициенты рождаемости, соотнося число рождений не со всем населением, а лишь с женским населением в возрастах, когда женщина способна к деторождению. Такие показатели называются *коэффициентами плодовитости*. Этим путем мы устанавливаем более тесную связь между рождаемостью данной страны и плодовитостью женщин, так как мы элиминируем (более или менее полно в зависимости от того, как исчисляются коэффициенты) влияние возрастной структуры на рождаемость. Различные виды применяемых коэффициентов и способы их исчислений уже были описаны (см. стр. 45). Напомним лишь, что для женщин в возрасте, когда они способны произвести на свет ребенка (чаще всего от 15 до 49 лет), исчисляются итоговый показатель общей плодовитости и коэффициенты по каждому возрасту или возрастной группе; итоговые коэффициенты относятся ко всей совокупности женщин соответствующих возрастов. Производится также отдельный подсчет по замужним женщинам (коэффициент брачной плодовитости) и по незамужним женщинам (коэффициент внебрачной плодовитости). Наконец, можно интересоваться или общим количеством рождений (живых и мертворожденных, взятых вместе), или же только числом рожденных живых детей; в этом последнем случае можно говорить о коэффициенте *эффективной* плодовитости.

Общий коэффициент плодовитости

При анализе рождаемости общий коэффициент плодовитости представляет собой первый шаг вперед по сравнению с коэффициентом рождаемости. Коэффициент плодовитости исчисляется путем соотнесения числа рождений за данный год со среднегодовой численностью женщин в детородном возрасте; применение такого коэффициента частично исправляет коэффициент рождаемости, элиминируя влияние возрастной структуры населения. Но не следует, однако, преувеличивать сферу применения этого коэффициента. Во многих случаях его исчисление не оправдывается необходимостью; обычно он дает лишь незначительную поправку к коэффициенту рождаемости, так как колебания удельного веса женщин внедетородного возраста в населении происходят в довольно узких пределах. Менее привычный, чем коэффициент рождаемости, коэффициент плодовитости является и менее выразительным; к тому же он не может быть применен непосредственно, в то время как коэффициент рождаемости, будучи сопоставлен с коэффициен-

том смертности, позволяет сразу же весьма конкретно определить такой важный показатель, как естественный прирост населения.

Поэтому применение общего коэффициента плодовитости представляет действительный интерес лишь в тех случаях, когда перед нами население нескольких стран с весьма различными структурами. Он особенно пригоден при изучении и сопоставлении небольших совокупностей жителей (например, населения небольших географических единиц) с очень различными структурами, тем более, что в подобных случаях обычно невозможно исчисление более тонких показателей (например, коэффициента плодовитости по возрастам) из-за незначительной численности подобных совокупностей. Часто исчисляемые отношения «дети-женщины», о которых более подробно будет сказано на стр. 353, по существу мало отличаются от общего коэффициента плодовитости.

Возрастные коэффициенты плодовитости

Плодовитость женщин во многих отношениях связана с возрастом. Прежде всего, способность к зачатию появляется в отроческом возрасте и исчезает в различном возрасте, чаще всего близком ко времени наступления климакса. Наряду с этим оказывают влияние некоторые социальные нормы и возраст заключения браков. В большинстве цивилизованных стран плодовитость в основном реализуется в брачной жизни и существующие в стране обычаи в области брачности (например, преобладание ранних браков) оказывают непосредственное воздействие на плодовитость. Наконец, среди населения, где практикуется ограничение числа рождений, более или менее эффективное добровольное бесплодие возникает после того, как супружеские пары произвели на свет желаемое количество детей, а иногда даже и до этого с целью обеспечить определенные промежутки времени между рождениями детей.

Вполне естественно поэтому статистически измерять общие последствия воздействия этих факторов, исчисляя коэффициенты плодовитости по возрастам. На поведение показателей общей плодовитости по возрастам оказывают свое влияние все перечисленные выше факторы. В особенности зависят показатели общей плодовитости от коэффициента брачности, который является наиболее важным фактором человеческой плодовитости, а также от удельного веса внебрачной плодовитости.

Иногда важно проследить отдельно за каждым из этих двух видов плодовитости: брачной и внебрачной; в этом случае исчисляют соответствующие возрастные коэффициенты плодовитости.

Описание плодовитости на основе возрастных коэффициентов

Обратимся прежде всего к наиболее подробному описанию плодовитости, для чего привлечем коэффициенты для отдельных лет.

Приведем показатели по поколениям: для Франции в 1949 г. нами исчислены, с одной стороны, коэффициенты *общей плодовитости* и с другой — коэффициенты *брачной плодовитости* (см. табл. 3)[1]. Эти показатели графически изображены на рис. 56.

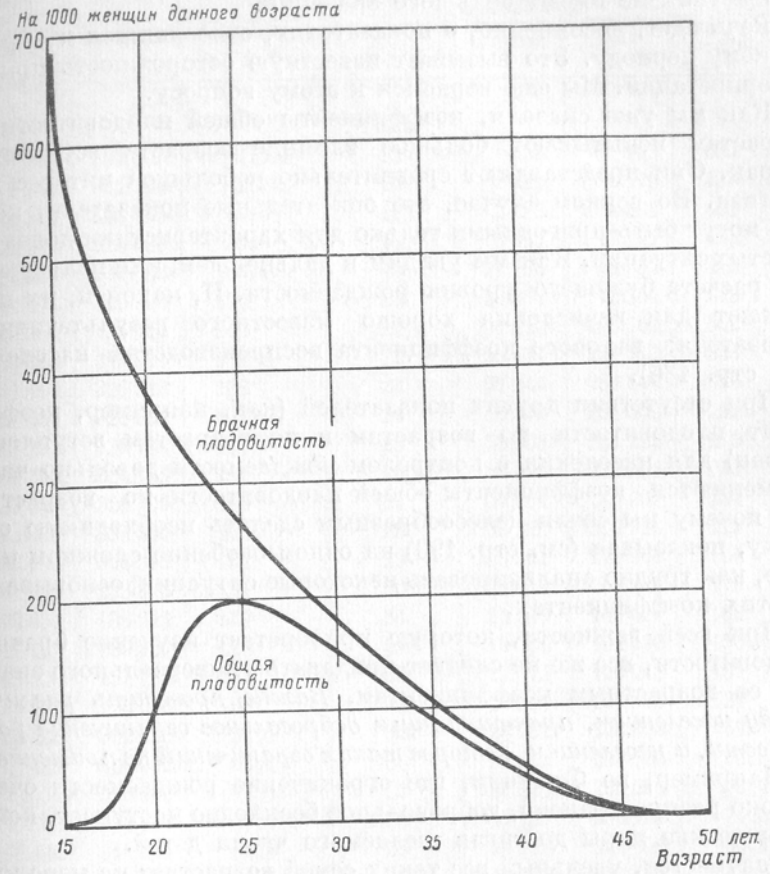

Рис. 56. Франция, 1949 год. Коэффициент плодовитости по возрастам.

Течение кривой *общей плодовитости* зависит от возраста вступления в брак; именно поэтому в 1949 г. максимум кривой общей плодовитости приходился на возраст 24—25 лет.

Брачная плодовитость неуклонно снижается по мере увеличения возраста. Она очень велика в самых молодых возрастах, когда

[1] В статистических данных о внебрачных рождениях имеется 5992 рождения (из общего количества 60 618 рождений), по которым не указан возраст матери; эти 5992 рождения распределены по возрасту пропорционально всем другим внебрачным рождениям. По вопросу о расчетах такого рода см. табл. 10 на стр. 202.

многие браки являются результатом зачатия ребенка до вступления в брак. Вследствие этого, а также в результате довольно значительных колебаний общей численности лиц, находящихся в браке в этих возрастах, коэффициенты плодовитости для 15, 16 и 17-летних не имеют большого значения.

Речь идет, несомненно, о показателях, относящихся к определенному периоду. Это вызывает известную осторожность при их интерпретации. Мы еще вернемся к этому вопросу.

Как мы уже сказали, коэффициенты общей плодовитости по возрастам испытывают большое влияние возраста вступления в брак. Они представляют сравнительно небольшой интерес для анализа. Во всяком случае, это описательные показатели, которые могут быть пригодными только для характеристики довольно простых ситуаций. Как мы увидим в дальнейшем, ими пользуются для расчета будущего уровня рождаемости. И, наконец, их привлекают для исчисления хорошо известного результативного показателя: валового коэффициента воспроизводства населения (см. стр. 186).

При отсутствии других показателей (как, например, коэффициент плодовитости по возрастам и по возрастам вступления в брак) для населения с контролем рождаемости довольно часто применяются коэффициенты общей плодовитости по возрастам. Вот почему мы сочли целесообразным сделать необходимую оговорку, показывая (см. стр. 190) на одном особенно сложном примере, как трудно анализировать некоторые ситуации, основываясь на этих коэффициентах.

При всей важности, которую приобретает изучение брачной плодовитости, все же не следует придавать универсального значения ее возрастным коэффициентам. *Важно проводить различие между населением, практикующим добровольное ограничение рождаемости, и населением, которое таких ограничений не применяет.*

Например, во Франции, где ограничение рождаемости очень широко распространено, добровольное бесплодие наступает, когда супружеские пары достигли желаемого числа детей.

Разумеется, удельный вес таких семей возрастает по мере увеличения продолжительности брака. Поэтому плодовитость супружеских пар зависит от возраста женщины, который в свою очередь связан как с продолжительностью брака, так и с возрастом вступления в брак.

Исчисляя коэффициент брачной плодовитости по возрастам, мы упускаем из виду связь между плодовитостью и длительностью пребывания в браке. В результате, несмотря на внешнюю тонкость анализа, мы приходим лишь к общему описанию плодовитости, как это имеет место в табл. 3 и в иллюстрирующем эту таблицу рис. 56.

Возрастные коэффициенты брачной плодовитости для населения, применяющего ограничение рождаемости, приобретают особенный интерес, если они исчислены в комбинации с возрастом

ТАБЛИЦА 3. ФРАНЦИЯ. КОЭФФИЦИЕНТЫ ПЛОДОВИТОСТИ в 1949 г.

Общая плодовитость			Возраст матери	Брачная плодовитость		
общее число живорожденных	средняя численность женщин	коэффициент плодовитости (на 1000 женщин)		общее число живорожденных в браке	средняя численность женщин, состоящих в браке	коэффициент брачной плодовитости (на 1000 женщин)
			Годы			
300	302 363	0,992	15	71	103	689
1 280	301 704	4,24	16	626	1 170	535
4 354	320 359	13,6	17	2 778	5 661	491
10 949	322 957	33,9	18	8 064	17 741	455
21 843	330 308	66,1	19	17 786	43 337	410
32 970	315 998	104	20	28 464	72 254	378
45 956	321 710	143	21	41 210	116 960	352
55 090	319 911	172	22	50 477	151 710	333
61 464	326 518	188	23	57 244	184 566	310
64 633	326 991	197	24	60 677	208 602	291
63 291	320 731	197	25	58 833	221 222	270
61 775	324 135	191	26	58 578	235 561	249
60 447	326 739	185	27	57 604	246 667	234
58 890	339 839	173	28	56 223	264 928	212
56 103	346 318	162	29	53 361	275 108	194
31 459	208 975	151	30	29 823	166 209	179
25 631	186 911	137	31	24 209	149 420	162
21 102	165 350	128	32	19 904	132 590	150
18 400	157 734	117	33	17 375	126 948	137
29 289	196 636	103	34	19 224	159 365	121
28 205	302 120	93,4	35	26 782	246 390	109
25 421	306 002	83,1	36	24 253	250 560	96,8
22 472	310 195	72,4	37	21 354	254 000	84,1
18 063	292 986	61,7	38	17 157	239 102	71,8
16 140	310 944	51,9	39	15 199	253 056	60,1
12 873	310 984	41,4	40	12 225	252 431	48,4
10 083	314 115	32,1	41	9 497	253 337	37,5
7 263	306 096	23,7	42	6 822	245 765	27,8
5 193	310 655	16,7	43	4 870	247 739	19,7
3 137	308 358	10,2	44	2 948	243 841	12,1
1 862	309 479	6,02	45	1 755	243 043	7,22
953	307 179	3,10	46	895	239 225	3,74
439	311 839	1,41	47	412	240 679	1,71
176	307 399	0,573	48	162	234 678	0,690
87	296 586	0,293	49	85	222 435	0,382

Продолжение

Общая плодовитость			Возраст матери	Брачная плодовитость		
общее число живорожденных	средняя численность женщин	коэффициент плодовитости (на 1000 женщин)		общее число живорожденных в браке	средняя численность женщин, состоящих в браке	коэффициент брачной плодовитости (на 1000 женщин)
38 726	1 577 691	24,5	15—19	29 325	68 012	431
260 113	1 611 128	161	20—24	238 072	734 092	324
300 506	1 657 762	181	25—29	285 599	1 243 486	230
116 881	915 606	128	30—34	110 535	734 532	150
110 301	1 522 247	72,5	35—39	104 745	1 243 108	84,3
38 549	1 550 208	24,9	40—44	36 362	1 243 113	29,3
3 517	1 532 482	2,29	45—49	3 309	1 180 060	2,80

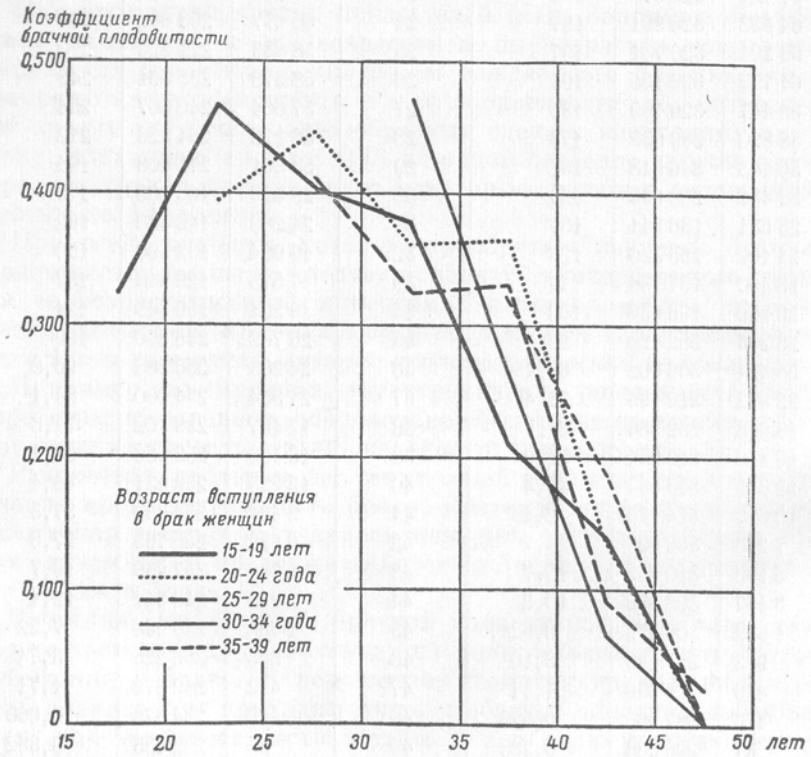

Рис. 57. Коэффициент брачной плодовитости по возрасту вступления в брак в странах, в которых рождаемость не регулируется.

вступления в брак; при этом предполагается, что статистические данные позволяют установить возраст матери при рождении ребенка и возраст при ее вступлении в брак.

Напротив, в тех странах, где добровольное ограничение рождаемости отсутствует, плодовитость женщин данного возраста не обязательно изучать в связи с возрастом вступления в брак. Среди исследований, которые подтверждают сказанное, мы сошлемся на разработку материалов одного прихода в Нормандии в XVII и XVIII вв. [1]. Графическое изображение на рис. 57, учитывая зависящее от случайности расположение отклонения точек для отдельных возрастных групп, дает возможность исчислить возрастные коэффициенты плодовитости, соединяя вместе все группы по возрасту вступления в брак; этот показатель вполне отчетливо выявляет общее течение кривой брачной плодовитости.

При этих условиях возрастные *коэффициенты брачной плодовитости могут служить хорошими показателями плодовитости, позволяющими дифференцировать население в странах, где отсутствует ограничение рождаемости.*

В табл. 4 приводятся некоторые данные, относящиеся к населению в прежние времена и к современному населению, по странам с отсутствием контроля рождаемости [2].

Значительные колебания цифр в одних и тех же возрастных группах показывают, что брачная плодовитость может заметно варьировать в населении даже и при отсутствии добровольного ограничения рождаемости. В одной и той же стране на протяжении ее исторического развития (но всегда при отсутствии добровольного ограничения рождаемости) плодовитость женщин также может колебаться. Так, например, наблюдаются значительные различия в плодовитости старой женевской буржуазии, с одной стороны, и членов анабаптистской секты гюттеритов, проживающих в настоящее время в США и в Канаде и не применяющих ограничения рождаемости, с другой стороны.

В свете этих результатов понятия «естественная плодовитость» или «физиологическая плодовитость» получают очень сложный смысл, который не может быть выражен ограниченным числом показателей, имеющих универсальное значение. Мы еще вернемся к этому вопросу.

Отметим в заключение, что изменения в конфигурации кривой коэффициентов брачной плодовитости, происходящие с течением времени среди населения, которое в начале не практиковало ограничения числа рождений, могут быть результатом изменения пове-

---

[1] L. H e n r y, La population de Crulai, paroisse normande Étude historique. Cahier de Travaux et Documents de l'I.N.E.D., № 33, 1958.

[2] Мы не привели в этой таблице коэффициенты плодовитости в возрасте 15—19 лет. Так, например, в Крюле этот показатель составляет 320 на 1000. Эти коэффициенты, вообще говоря, отражают самую низкую плодовитость; мы к ним еще вернемся.

ТАБЛИЦА 4. КОЭФФИЦИЕНТЫ БРАЧНОЙ ПЛОДОВИТОСТИ ПО ВОЗРАСТНЫМ ГРУППАМ (на 1000 человек) ДЛЯ НАСЕЛЕНИЯ, НЕ РЕГУЛИРУЮЩЕГО РОЖДАЕМОСТЬ

	Возраст вступления в брак					
	20—24 года	25—29 лет	30—34 года	35—39 лет	40—44 года	45—49 лет
Крюлэ [1]						
браки 1674—1742 гг.	419	429	355	292	142	10
Французы в Канаде [2]						
браки 1700—1729 гг.	509	496	484	410	231	30
Женевская буржуазия [3]						
мужья, родившиеся до 1600 г.	389	362	327	275	123	9
мужья, родившиеся в 1600—1649 гг.	525	485	429	287	141	5
Норвегия [4]						
1874—1876 гг.	396	380	341	289	180	41
Гюттериты [5]						
браки до 1921 г.	475	451	425	374	205	29
браки 1921—1930 гг.	550	502	447	406	222	61
Индия [6]						
Бенгалия (индийские деревни) 1945—1946 гг.	323	288	282	212	100	33
Округ Раманагарам-Майсор, 1950 г.	314	264	201	146	24	1
Калькутта (мусульманское население)	276	268	225	143	44	10
Французская Гвинея [7]						
1954—1955 гг.	335	310	246	171	69	28

1. L. Henry. La population de Crulai. Cahier de l'I.N.E.D., № 33, 1958.
2. J. Henripin. La population canadienne au début du XVIII siècle. Cahier de l'I.N.E.D., № 22, 1954.
3. L. Henry. Anciennes familles genevoises. Cahier de l'I.N.E.D., № 26, 1956.
4. Statistique internationale du mouvement de la population 1749—1905. Statistique Générale de la France. Paris, 1907 (коэффициенты, включающие мертворожденных, уменьшены на 4%).
5. J. Eaton et A. J. Mayer. «The social biology of very high fertility among the Hutterites. The demography of an unique population», in Human Biology, septembre 1953, p. 206—264.
6. F. Lorimer. Culture and Human Fertility, p. 26.
7. Étude démographique par sondage en Guinée (1954—1955). Résultats définitifs, I. Administration générale des services de la France d'outre-mer, p. 38.

дения данного населения. Изучение статистических материалов, относящихся к женевской буржуазии, за разные периоды дает хороший пример подобных «деформаций» кривой коэффициентов плодовитости (рис. 58). В то время как кривые, относящиеся к более отдаленным временам, являются выпуклыми, кривые,

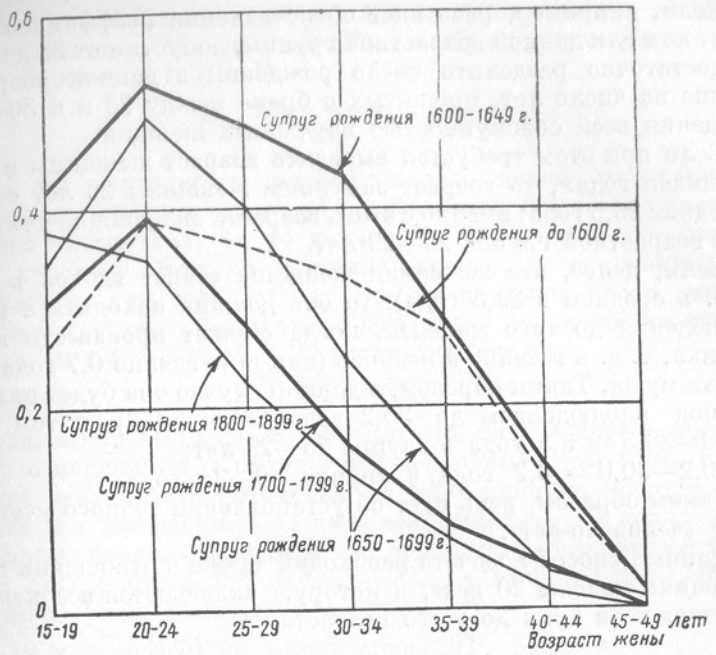

Рис. 58. Возрастной коэффициент брачной плодовитости женщин женевской буржуазии.

относящиеся к более близкому прошлому, напротив, имеют вогнутый характер после того, как они проходят точку максимума. Это указывает на возрастание среди данного населения доли супружеских пар, которые начиная с определенного возраста добровольно становятся бесплодными.

Исчисление коэффициента брачной плодовитости на основе истории семьи

Коэффициенты брачной плодовитости, как показывает опыт, особенно интересны при изучении населения, не применяющего регулирования рождаемости. В отношении этого населения независимо от того, является ли оно современным или нет, имеются не очень подробные данные, основанные частично на выборочных обследованиях женщин и частично на реконструкции истории семей, базирующейся на приходских списках.

Как в первом, так и во втором случае статистическая документация не имеет той формы, которая обычно присуща ей в развитых странах, где данные о числе рождений и численности женщин, необходимые для исчислений, обычно имеются налицо в почти готовом виде.

Если, например, речь идет об исчислении коэффициента плодовитости для данной возрастной группы, допустим от 25 до 29 лет, то достаточно разделить число рождений в данной возрастной группе на число лет, прожитых в браке между 25-м и 30-м днем рождения всей совокупностью изучаемых женщин.

Если при этом требуется выразить возраст женщины в исполнившихся годах, то возраст замужней женщины 26 лет составит в среднем 26,5 года; именно с этого возраста она должна учитываться в возрастной группе 25—29 лет.

Если, далее, эта же самая женщина станет вдовой в 29 лет (т. е. в среднем в 29,5 года), то она должна находиться в сфере наблюдения до того момента, когда сможет произвести на свет ребенка, т. е. в течение 9 месяцев (или округленно 0,7 года) после смерти мужа. Таким образом, в данном случае она будет находиться под наблюдением до 30,2 года (29,5 + 0,7), в том числе:

30—26,5 = 3,5 года в группе 25—29 лет;

30,2—30,0 = 0,2 года в группе 30—34 года.

Таким образом, речь идет об установлении точного учета женских «человеко-лет».

Данный способ подсчета необходим также в отношении группы «женщины моложе 20 лет», в которую включаются все женщины, вступившие в брак до этого возраста.

Валовой коэффициент воспроизводства населения

Коэффициенты плодовитости (как общей, так и брачной) по возрастам или по возрастным группам характеризуют плодовитость данной группы при помощи совокупности довольно абстрактных показателей. Напротив, *валовой коэффициент воспроизводства*, являющийся результатом сочетания коэффициентов общей плодовитости по возрастам или по возрастным группам, дает возможность выразить плодовитость населения в виде единой величины, имеющей конкретный и определенный смысл.

Коэффициенты плодовитости обычно исчисляются как показатели за определенный период. Наилучший способ представить себе валовой коэффициент воспроизводства заключается в том, чтобы рассматривать коэффициенты, входящие в исчисление валового коэффициента, как относящиеся к одному поколению, которое в результате этого становится фиктивным.

Рассмотрим французские коэффициенты плодовитости в 1949 г. (см. табл. 3) и прежде всего годовые коэффициенты.

Возьмем 1000 женщин начиная с возраста 15 лет и до конца детородного возраста (от 15 до 50 лет) без учета смертности; предположим для каждого возраста то число рождений, которое соответствует коэффициентам плодовитости по табл. 3. Общее количество рождений получается путем простого сложения всех 35 коэффициентов. С округлением получаем 2965 детей. Возьмем только

девочек (100 на 205 рождений или 488 на 1000) и найдем их число на одну женщину. Мы получаем таким образом валовой коэффициент воспроизводства — R.

$$R = \frac{2965 \times 0{,}488}{1000} = 1{,}45.$$

Если мы располагаем коэффициентом общей плодовитости только по пятилетним группам (для Франции 1949 г. они указаны в нижней части табл. 3), то исчисление приобретает несколько другой характер. Каждая женщина фиктивного поколения рассматривается, как если бы она пребывала *пять* лет в каждой возрастной группе, в результате чего число рождений на период перехода, например от 15 к 20 годам, составляет:

$$24{,}5 \times 5 = 122{,}5.$$

Параллельно необходимо умножить на пять и другие коэффициенты, относящиеся к пятилетним периодам, после чего, чтобы получить численность потомства на 1000 женщин, следует суммировать все умноженные на пять коэффициенты. В целях удобства лучше сначала сложить все пятилетние коэффициенты, а именно: 24,5 + 161 + 181 + 128 + 72,5 + 24,9 + 2,29 = 594,19, после чего сумму помножить на пять:

594,19 × 5 = 2970,95, округленно 2971 ребенок.

Эта цифра немного отличается от предыдущей (2965), так как результаты исчисления на основе пятилетних коэффициентов не вполне точно совпадают с исчислением на основе одногодичных коэффициентов. Валовой коэффициент воспроизводства исчисляется таким же способом [1].

Валовой коэффициент воспроизводства есть показатель плодовитости; на основе определенного ряда показателей общей плодовитости по возрастам или по возрастным группам он дает нам среднюю численность женского потомства данной группы женщин при отсутствии их смертности.

Это определение соответствует классическому способу исчисления валового коэффициента воспроизводства. Однако ссылка на коэффициент общей плодовитости по возрастам или по возрастным группам в сущности не обязательна. Лучше запомнить как наиболее общее определение валового коэффициента воспроизводства, что этот коэффициент дает среднюю численность потомства известного поколения женщин (реального или фиктивного в зависимости

---

[1] f_x — коэффициент общей плодовитости в возрасте x и $f_{x;\,x+4}$ — коэффициент общей плодовитости для возрастной группы $(x;\ x+4)$. Отсюда получаем формулы:

$$R = 0{,}488\,(f_{15} + f_{16} + f_{17} + \ldots + f_{49})$$

и

$$R = 0{,}488 \times 5\,(f_{15-19} + f_{20-24} + \ldots + f_{45-49}).$$

от того, применяется ли продольный или поперечный анализ) при условии отсутствия смертности [1].

Как мы уже сказали, обычно поколение носит фиктивный характер (как это показано в предыдущем примере). В таком случае валовой коэффициент является показателем, относящимся к определенному моменту, показателем, который имеет своей задачей синтезировать цифры плодовитости за определенный год. При исчислении валового коэффициента можно поэтому предпочесть те показатели измерения плодовитости, которые мы сочтем более подходящими.

Итак, не углубляясь в технические детали, мы видим, что можно отделить брачную плодовитость от внебрачной, исчисляя, как будут совершаться браки в фиктивном поколении из 1000 девушек в возрасте 15 лет, и учитывая отдельно число рождений в группе замужних и число рождений в группе незамужних.

Действуя таким или каким-либо другим способом, можно получить результаты, отличающиеся от результатов применения возрастных коэффициентов плодовитости, и мы увидим, что при некоторых обстоятельствах применение той или другой категории показателей измерения плодовитости населения не дает одинаковых результатов.

Наконец, можно определить валовой коэффициент воспроизводства какого-нибудь *реального* поколения, исчисляя среднее число девочек, родившихся живыми, на каждую женщину, достигшую 50-летнего возраста. Однако здесь может быть выдвинуто серьезное возражение: не означает ли самый факт определения валового коэффициента для женщин, переживших определенный возраст, что делается отбор поколения, поскольку имеется зависимость между плодовитостью и смертностью? В таком случае, может быть, следует определять отдельные коэффициенты плодовитости поколения по годам или по группам лет и затем исчислять валовой коэффициент на основе обычных формул.

Хотя валовой коэффициент является показателем «на данный момент», для стран с высокой рождаемостью (при отсутствии добровольного ограничения ее) он представляет собой удобный обобщающий показатель, для которого все способы исчислений, если только они правильно применяются, дают почти одинаковые результаты. Напротив, в странах, практикующих регулирование рождаемости, с их особой возрастной структурой и нерегулярной эволюцией валовой коэффициент воспроизводства дает мало информации, а иногда бывает очень обманчив.

В некоторых случаях представляется интересным дополнить валовой коэффициент воспроизводства коэффициентами брачной плодовитости по возрастам.

[1] Можно было бы таким же способом исчислять также и мужское потомство данного поколения мужчин, но это совсем не принято. Тем не менее иногда говорят о воспроизводстве мужского населения и воспроизводстве женского населения.

Средний размер потомства замужней женщины

Нельзя суммировать коэффициенты брачной плодовитости различных возрастов, помещенные в табл. 3, подобно тому, как мы это делали с коэффициентами общей плодовитости. Результат сложения коэффициентов брачной плодовитости был бы лишен всякого значения. Для этого было бы нужно, чтобы плодовитость замужней женщины зависела бы только от ее возраста. В этом случае, складывая все годовые коэффициенты после 15 лет, мы получили бы среднюю численность потомства (при отсутствии смертности) женщины, вступившей в брак в 15 лет. Если это сложение начать не с 15, а с 21 года, то мы получим среднюю численность потомства (при отсутствии смертности) женщины, вышедшей замуж в 21 год, и т. д.

Мы уже отмечали, что в стране, практикующей значительное ограничение рождаемости, коэффициент брачной плодовитости для данного возраста при прочих равных условиях зависит от продолжительности пребывания в браке, вследствие чего никакое суммирование возрастных коэффициентов невозможно [1]. Для определения величин среднего потомства, приходящегося на одну замужнюю женщину, нужно располагать возрастными коэффициентами брачной плодовитости в зависимости от возраста вступления в брак. На основе комбинации коэффициентов по этим двум признакам (возраст женщины и продолжительность пребывания в браке) мы придем к различным величинам среднего потомства одной женщины. Иное дело, когда мы имеем население, не практикующее (или практикующее в небольшой степени) ограничения рождаемости. В этом случае брачная плодовитость для данного возраста практически не зависит от возраста вступления в брак. Тогда сложение возрастных коэффициентов брачной плодовитости после некоего данного возраста x дает среднюю численность потомства, произведенного на свет совокупностью всех женщин, вступивших в брак в возрасте x.

Так, например, произведя сложение пятилетних коэффициентов по француз в Канаде (браки периода 1700—1729 гг., см. табл. 4) и умножив полученную сумму на пять, мы получаем среднюю численность потомства (включающую только детей, родившихся живыми) для женщин, вступивших в брак в возрасте 20 лет, а именно:

$$(0{,}509 + 0{,}496 + 0{,}484 + 0{,}410 + 0{,}231 + 0{,}030) \times 5 = 10{,}8 \quad \text{ребенка.}$$

[1] Так, например, применяя такое суммирование к коэффициентам брачной плодовитости по табл. 3, мы придем к следующим абсурдным результатам: француженки, вступившие в брак в 15 лет, имеют в среднем по 7 детей (точнее 6,73), вступившие в брак в возрасте 21 года — в среднем по 4 ребенка (точнее 3,78).

Если ограничиться подсчетом среднего потомства женщин, вышедших замуж в возрасте 20 лет, то из данных табл. 4 можно вывести следующие средние величины (см. табл. 5).

ТАБЛИЦА 5. СРЕДНИЙ РАЗМЕР ПОТОМСТВА НА ОДНУ ЗАМУЖНЮЮ ЖЕНЩИНУ, ВСТУПИВШУЮ В БРАК В ВОЗРАСТЕ 20 ЛЕТ
(число детей, родившихся живыми)

	Средний размер потомства		Средний размер потомства
Крюлэ		Браки, заключенные в 1921—1930 гг.	10,94
Браки 1674—1742 гг.	8,23	Индия	
Французы в Канаде		Бенгалия (индийские деревни) 1945—1946 гг.	6,19
Браки 1700—1729 гг.	10,80	Округ Раманагарам-Майсор, 1950 г.	4,75
Женевская буржуазия		Калькутта (мусульманское население)	4,83
Мужья, родившиеся до 1600 г.	7,42	Французская Гвинея 1954—1955 гг. . .	5,80
Мужья, родившиеся в 1600—1649 гг.	9,36		
Норвегия 1874—1876 гг.	8,13		
Гюттериты			
Браки, заключенные до 1921 г.	9,79		

Анализ, произведенный на основе возрастных коэффициентов общей плодовитости

Если в распоряжении исследователя нет возрастных коэффициентов брачной плодовитости с комбинацией по возрасту вступления в брак, то анализ плодовитости населения, регулирующего рождаемость, нередко проводится на основе возрастных коэффициентов общей плодовитости.

Общий характер этих коэффициентов в сочетании с тем обстоятельством, что здесь мы имеем дело с показателями на определенный момент времени, заставляет нас весьма осторожно подходить к интерпретации указанных коэффициентов. В некоторых случаях оказывается чрезвычайно трудным произвести анализ на основе колебаний коэффициентов общей плодовитости.

Для иллюстрации этих трудностей обратимся к анализу эволюции плодовитости во Франции за последнее время.

В табл. 6 приведены коэффициенты общей плодовитости по пятилетним возрастным группам за период с 1946 по 1956 г. и за 1935—1937 гг. В нижней строчке дается валовой коэффициент воспроизводства за каждый год на основе приведенных в этой таблице показателей.

Графическое изображение на рис. 59 дает относительные изменения возрастных коэффициентов за период 1946—1956 гг., причем за базу (100) взяты показатели 1935—1937 гг.

В 1946 г. все коэффициенты дают заметное повышение по сравнению с 1935—1937 гг., за исключением коэффициента возрастной группы 15—19 лет, которая и в последующие годы не достигает уровня 1935—1937 гг. (28,0 на 1000). Этот высокий уровень объяснялся весьма повышенной брачностью данной группы в 1935—1937 гг.; группа 15—19 лет в эти годы состояла из резко сокращенных по численности женских поколений, родившихся во время

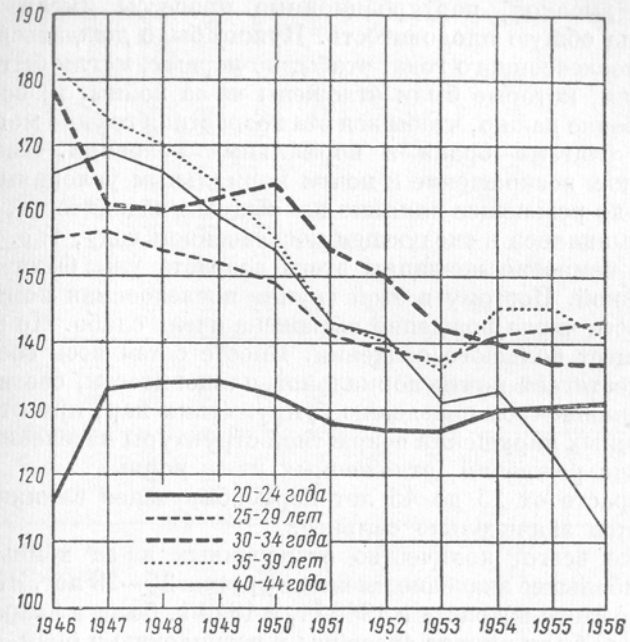

Рис. 59. Франция. Эволюция коэффициентов общей плодовитости по возрастным группам.

войны 1914—1918 гг. Менее многочисленные, чем девушки как предшествующих, так и последующих поколений, эти девушки, родившиеся в годы войны, выходили замуж в более раннем возрасте. Поэтому, например, если из числа девушек 19 лет по переписи 1946 г. число замужних составляло лишь 14,5%, то по переписи 1936 г. их насчитывалось 19,6%.

Сделав некоторое отступление во времени и пользуясь другими методами анализа, о которых будет сказано дальше, мы можем объяснить эволюцию коэффициентов для возрастов от 20 до 50 лет, представленную на рис. 59.

Все коэффициенты обнаруживают повышение по сравнению с 1935—1937 гг. вследствие двух причин:

а) изменения в поведении супружеских пар, в результате которого средняя численность потомства стала выше, чем она была до войны;

б) компенсации вызванного войною откладывания заключения браков и понижения числа рождений.

Два указанных фактора по-разному отражаются на плодовитости различных возрастов. Так, например, коэффициент плодовитости для группы 20—24 лет повысился уже в 1947 г., и в дальнейшем уровень его мало изменялся.

В тех возрастных группах, у которых брачность является наиболее высокой, пертурбационные процессы имели большое влияние на общую плодовитость. Нужно было дождаться 1946 г., первого послевоенного года, чтобы, во-первых, могли быть заключены браки, которые были отложены из-за войны, и, во-вторых, и это особенно важно, чтобы вся эта возрастная группа могла пользоваться благами брака в нормальных условиях. Именно это постепенное возвращение к почти нормальным условиям брачности оказало решающее влияние на общую плодовитость, что полностью выявилось в следующем послевоенном году, т. е. в 1947 г.

Лишь немногие женщины этого возраста уже были замужем перед войной. Поэтому в этой группе послевоенная компенсация в виде роста числа рождений выражена очень слабо. Но этот фактор не имеет большого значения. Вместе с тем весь состав этой группы достигает почти нормальной плодовитости, соответствующей изменившемуся поведению супружеских пар, при отсутствии существенных нарушений возрастной структуры населения и большого числа рождений, отложенных из-за войны.

В возрасте от 25 до 45 лет пертурбирующее влияние войны проявляется значительно сильнее.

Прежде всего, количество отсроченных из-за войны браков имеет наибольшее значение именно в группе 25—29 лет. Женщины, достигшие этого возраста в 1946 г., в 1940 г. были в возрасте 19—23 лет, т. е. были вполне способны к вступлению в брак, но браки были затруднены чрезвычайно неблагоприятными условиями в стране, которые продолжали существовать до 1946 г. Поэтому у значительной части этих женщин вступление в брак было отложено до 1946 г. и последующих лет. Вследствие этого женщины в возрасте 25—29 лет в течение первых послевоенных лет имели значительно больший удельный вес среди новобрачных, чем это наблюдается в обычные годы. Впрочем, при прочих равных условиях плодовитость этой группы заметно повысилась. Более позднее по сравнению с обычным вступление в брак этих поколений женщин еще долгое время спустя отражается на формировании потомства, и для ряда возрастных групп коэффициенты плодовитости остаются повышенными.

С другой стороны, восстановление числа рождений особенно значительно у некоторых супружеских пар, которые были еще слишком молоды в 1940 г., в начале разлуки супругов, вызванной войной, чтобы они могли к этому году полностью создать желаемое потомство. В 1946 г. эти пары находились в следующих возрастных группах: 25—29 лет, 30—34 лет, 35—39 лет и в меньшей

ТАБЛИЦА 6. ФРАНЦИЯ. ВОЗРАСТНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ ОБЩЕЙ ПЛОДОВИТОСТИ (на 1000 человек) И ВАЛОВОЙ КОЭФФИЦИЕНТ ВОСПРОИЗВОДСТВА НАСЕЛЕНИЯ

Возрастные группы	1935—1937 гг.	1946 г.	1947 г.	1948 г.	1949 г.	1950 г.	1951 г.	1952 г.	1953 г.	1954 г.	1955 г.	1956 г.
15—19 лет	28,0	20,6	23,0	23,7	24,5	24,5	23,4	22,7	22,4	21,7	21,6	22,4
20—24 года	120	139	160	161	161	159	154	153	152	156	156	157
25—29 лет	119	186	187	183	181	177	168	166	163	168	169	170
30—34 года	78,8	140	127	126	128	129	121	118	112	110	108	108
35—39 лет	44,2	80,6	76,9	75,2	72,5	68,9	63,0	61,9	60,3	63,9	64,1	62,1
40—44 года	15,7	26,1	26,5	26,0	24,9	24,1	22,5	22,2	20,6	20,9	19,3	17,5
45—49 лет	1,3	2,2	2,4	2,3	2,3	2,1	2,0	2,0	1,8	1,8	1,7	1,5
Средний размер потомства	2,03	2,97	3,01	2,99	2,97	2,92	2,77	2,73	2,66	2,71	2,70	2,69
Валовой коэффициент воспроизводства населения	0,99	1,45	1,47	1,46	1,45	1,42	1,35	1,33	1,30	1,32	1,32	1,31

степени в группе 40—44 лет. Эти компенсационные тенденции оказывали еще более непосредственное влияние на плодовитость браков, заключение которых было отложено из-за войны, причем требуется еще некоторый промежуток времени, чтобы заключение этих браков нашло свое выражение в дополнительной рождаемости. Вот почему начиная с 1946 г. повышение плодовитости указанных групп очень заметно; практически оно достигает самого высокого уровня, который наблюдался после войны.

Эти компенсационные явления особенно заметны между 30 и 40 годами. Они играют также довольно заметную роль в группе 40—44 лет, хотя в нормальных условиях плодовитость этой группы находится на низком уровне. Напротив, в группе 25—29 лет компенсация выражена слабее, так как и в нормальных условиях плодовитость этого периода жизни очень высока.

Итак, заключение браков, отложенных из-за войны, и восстановление числа рождений оказывают решающее влияние на уровень коэффициентов общей плодовитости в ближайший период после окончания войны. Необходимо еще выждать, пока некоторые возрастные группы обновятся за счет сравнительно недавно появившихся поколений, не подвергаясь пертурбациям в формировании их потомства, чтобы при помощи коэффициентов плодовитости определить то, что зависит от основного поведения супружеских пар. Полное замещение поколений, подвергшихся пертурбационным воздействиям, поколениями, не затронутыми пертурбацией, происходит тем более медленно, чем старше та группа, о которой идет речь; так, например, коэффициент возрастной группы 40—44 лет будет отражать влияние пертурбационных воздействий до тех пор, пока поколения, которые не достигали этого возраста в 1946 г. и которые испытали пертурбационное воздействие войны, не выйдут по возрасту за пределы этой группы.

С другой стороны, изолировать воздействие пертурбационных факторов при помощи коэффициента общей плодовитости можно лишь в том случае, если воздействие этих факторов идет в том же направлении, как и основное поведение, стабильное во времени. Кроме того, для выявления влияния этих факторов нужно выждать от 10 до 15 лет, чтобы полностью сгладилось влияние пертурбационных моментов.

Указанное длительное воздействие пертурбационных факторов на коэффициент общей плодовитости и тот факт, что при этом не исключается брачная плодовитость, составляющая основную часть общей плодовитости, приводят к тому, что коэффициенты общей плодовитости в большинстве случаев непригодны для достаточно тонкого анализа плодовитости применительно к населению, регулирующему рождаемость.

Такой анализ немыслим также без тщательного рассмотрения поведения поколений женщин различных годов рождения (когорт) или различных годов заключения браков, сохраняющих плодовитость в течение изучаемого периода.

Б. ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ БРАКА

Можно рассчитывать на улучшение анализа плодовитости населения, если связать изучение размеров потомства с изучением того явления, которое в большинстве случаев служит исходной точкой в формировании этого потомства; мы имеем в виду брак.

Такое сближение между плодовитостью и брачностью особенно нужно, если речь идет о населении, в котором после достижения желаемой численности семьи плодовитость супружеской пары проявляет тенденцию снизиться до нуля. Размер семьи, очевидно, связан с продолжительностью брака; поэтому можно ожидать более тесную связь между плодовитостью и продолжительностью брака, чем между плодовитостью и возрастом замужней женщины.

Подобный способ анализа представит собой как бы продольный разрез объекта; к этому побуждает история семейств, которую пытаются восстановить в статистической форме.

Мы увидим, что возможны и поперечные разрезы. Но прежде всего следует детально рассмотреть эти новые формы описания, для чего лучше всего пользоваться реальными данными.

Формирование потомства в одной брачной когорте

Не вдаваясь пока в детальное рассмотрение первичных данных, мы констатируем, что исходя из соответствующей статистики гражданского состояния можно проследить из года в год формирование потомства данной группы женщин, вступивших в брак в одно и то же время, например в течение одного календарного года.

Так, например, для всей совокупности женщин Франции, вышедших замуж в 1943 г., можно построить табл. 7.

Помимо всего, эта таблица дает следующий обобщающий результат: от 1000 браков, заключенных во Франции в 1943 г., в течение 14 лет родилось 2155 живых детей, т. е. в среднем по 2,155 ребенка на один брак.

Окончательная численность потомства практически достигается после 25 лет пребывания супругов в браке, но уже и по истечении 20 лет прирост ее весьма незначителен.

Для правильного понимания эти результаты требуют некоторых уточнений.

1. Речь идет о детях в момент их рождения; следовательно, без учета той смертности, которой дети будут подвергаться впоследствии.

2. Пересчет на 1000 браков сделан исходя из общего числа браков, заключенных в 1943 г. (219 000). Оставляя в стороне влияние возможных миграционных движений, нужно отметить тот факт, что некоторые браки после этой даты распались или в результате смерти одного из супругов, или в результате развода; это обстоятельство при прочих равных условиях снижает фактическую

плодовитость замужних женщин. Если были миграционные движения, то они приводили к тому, что женщины, вступившие в брак в 1943 г., но за пределами страны, увеличивали плодовитость браков данного года (при иммиграции во Францию); напротив, в случае эмиграции из Франции, женщины, зарегистрированные в браке в 1943 г. и способные рожать детей, произвели их на свет за

ТАБЛИЦА 7. ЧИСЛЕННОСТЬ ДЕТЕЙ, РОДИВШИХСЯ ЖИВЫМИ на 1000 ФРАНЦУЗСКИХ ЖЕНЩИН, ВСТУПИВШИХ В БРАК в 1943 г.

Годы брака	Число рождений за год	Общее число рождений с начала брака до конца n-го года (нарастающие итоги)
1-й	392	392
2-й	298	690
3-й	243	933
4-й	208	1 141
5-й	176	1 317
6-й	156	1 473
7-й	139	1 612
8-й	117	1 729
9-й	99	1 827
10-й	86	1 913
11-й	74	1 987
12-й	64	2 051
13-й	56	2 107
14-й	48	2 155

Источник; Études statistiques квартальное приложение к Bulletin mensuel de statistique, № 4, octobre-décembre 1958, p. 15.

пределами страны. Однако пертурбационное воздействие миграций населения в масштабе всей Франции имеет весьма небольшое значение. Миграции больше отражаются на показателях в масштабе, например, департамента.

3. Цифры табл. 7 дают статистическую оценку плодовитости совокупности вступивших в брак в одном и том же году замужних женщин независимо от их возраста вступления в брак. Поэтому некоторые из них, которые вступили в брак, уже потеряв способность к деторождению, бесполезно обременяют собою весь наш расчет. При желании можно внести корректив, учитывая только женщин, которые в момент вступления в брак не достигли 50 лет. В дальнейшем, однако, мы везде будем рассматривать всю совокупность женщин, вступивших в брак в определенном году.

Сопоставление браков разных лет может быть очень поучительным. Сравним браки, заключенные в 1925, 1938 и 1943 гг. во Франции (см. табл. 8 и рис. 60). Мы видим, что браки, заключенные в 1943 г., каковы бы ни были причины этого явления, принесли в среднем больше детей, чем браки 1925 и 1938 гг. Это новое поведение супругов равным образом распространяется и на семьи, сформировавшиеся незадолго до войны, например в 1938 г. Такие семьи в течение первых лет менее плодовиты, чем более старые семьи (например, возникшие в 1925 г.), но затем они достигают их плодовитости (на двенадцатый год брака) и в конечном счете перегоняют семьи 1925 г. [1].

ТАБЛИЦА 8. ФРАНЦИЯ. ФОРМИРОВАНИЕ ПОТОМСТВА ОТ БРАКОВ, ЗАКЛЮЧЕННЫХ в 1925, 1938 и 1943 гг.

Продолжительность брака (в годах)	Потомство от браков, заключенных			Продолжительность брака (в годах)	Потомство от браков, заключенных		
	в 1925 г.	в 1938 г.	в 1943 г.		в 1925 г.	в 1938 г.	в 1943 г.
1	345	315	392	13	1 765	1 800	2 107
2	610	547	690	14	1 802	1 847	2 155
3	820	725	933	15	1 835	1 886	2 196
4	995	870	1 141	16	1 865	1 918	2 231 *
5	1 140	1 005	1 317	17	1 890	1 945	2 259 *
6	1 270	1 123	1 473	18	1 915	1 966	(2 280)
7	1 380	1 232	1 612	19	1 935	1 982	(2 300)
8	1 475	1 358	1 729	20	1 950	1 994	(2 320)
9	1 550	1 488	1 827				
10	1 620	1 587	1 913	Итоговое потомство	1 980	(2 025)	(2 350)
11	1 675	1 672	1 987				
12	1 722	1 742	2 051				

* Оценки.
В скобках — экстраполированные данные.

Коэффициенты плодовитости в зависимости от продолжительности брака

Вникнем теперь более глубоко в те статистические данные и исчисления, которые позволили нам построить табл. 7 и 8.

В силу разных соображений мы будем рассматривать браки, заключенные не в 1943 г., а в 1946 г.

Задача, прежде всего, состоит в том, чтобы в отношении браков 1946 г. извлечь погодные статистические данные о рождениях в браке по годам, с одной стороны, и по длительности пребывания родителей в браке — с другой, т. е. двойная классификация. Эта работа по определению размеров потомства, рожденного женщинами, вступившими в брак в 1946 г., во всех отношениях анало-

[1] Этот результат тем более примечателен, что семьи 1938 г. пострадали от войны (из-за смертей и разводов) значительно сильнее, чем семьи 1925 г.

гична уже выполненной работе (см. стр. 69) при определении вымирания мужского поколения 1950 г. (см. табл. 9).

Произведя деление чисел рождаемости из колонки (3) для 516 882 браков, заключенных в 1946 г., и умножив результат деления на 1000 [1], мы получим коэффициент для колонки 4.

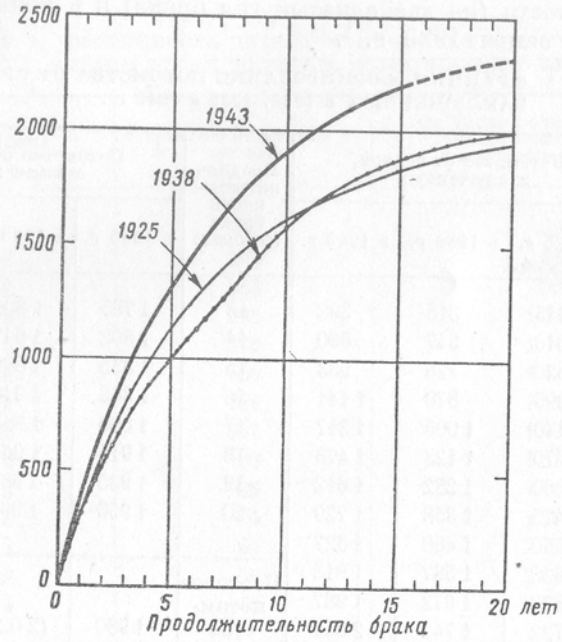

Рис. 60. Потомство различных брачных когорт (число детей на 1000 браков).

Эти коэффициенты могут рассматриваться с двух точек зрения:

1. В колонке (5) коэффициенты, относящиеся к рождениям одного и того же календарного года, суммированы. Но все же речь не идет здесь о коэффициентах, относящихся к точным промежуткам времени; мы говорим о коэффициентах, соответствующих продолжительности брака, выраженной на базе календарных лет.

[1] Эти коэффициенты, а также и те, которые впоследствии будут выведены из них путем сложения, базируются на цифрах брачной рождаемости живых детей (см. колонку (3) в табл. 9), в которых указана длительность брака родителей. Для получения более точных итогов сл дует учесть и все рождения, по которым длительность брака родителей не известна, и произвести предположительное распределение всех этих случаев. Мы здесь этого не делаем, так как наша главная задача состоит в описании того способа, каким исходя из ежегодных статистических данных определяется потомство по годам заключения брака. Мы оставляем цифры в необработанном виде; происхождение их читатель легко может найти в статистических материалах I.N.S.E.E., откуда они заимствованы.

Именно так получены цифры продолжительности брака, указанные в колонке (5). Ценность этих коэффициентов заключается в том, что они относятся к точно разграниченным промежуткам времени (так, например, 1947 г.— к коэффициенту с продолжительностью брака в один год, 1951 г.— к коэффициенту с про-

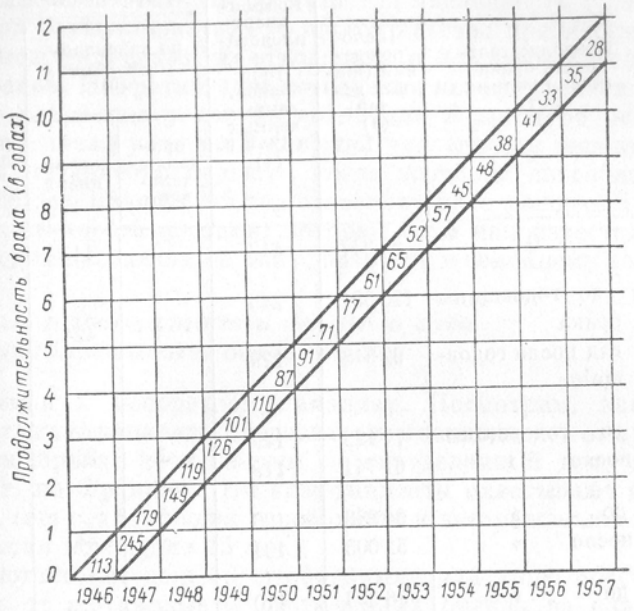

Рис. 61. Число живорожденных на 1000 женщин, вступивших в брак в 1946 г.

должительностью в пять лет и т. д.), и это дает возможность хорошо различать плодовитость по годам заключения браков, а при желании и связывать ее со всей совокупностью санитарных, социальных, политических и экономических условий соответствующего периода.

2. В колонке (6) суммированы коэффициенты плодовитости по продолжительности браков, выраженные в полных годах (речь идет о продолжительности браков, указанной в колонке (2); эти коэффициенты аналогичны тем, которые приведены в табл. 7 и 8.

Рассматривая рис. 61, можно легко увидеть, в чем состоит различие двух способов группировки.

Как в первом, так и во втором случае мы имеем дело с коэффициентами, отнесенными к одинаковой первоначальной численности. Это обстоятельство в дальнейшем будет играть существенную роль при анализе показателей брачной плодовитости на определенный момент (т. е. на данный год) в зависимости от продолжительности периода, протекшего с момента заключения брака.

ТАБЛИЦА 9. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО ДЕТЕЙ, РОДИВШИХСЯ ЖИВЫМИ ОТ БРАКОВ, ЗАКЛЮЧЕННЫХ В 1946 г. (516 882 брака), И КОЭФФИЦИЕНТ ПЛОДОВИТОСТИ (на 1000 женщин) В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ БРАКА

Статистика движения населения за годы (1)	Продолжительность брака (число полных лет) (2)	Число рождений (живых детей) (3)	Коэффициент плодовитости на 1000 браков, заключенных в 1946 г. (4)	Коэффициент плодовитости (на 1000) в зависимости от продолжительности брака			
				по календарным годам (5)		по годам продолжительности брака (6)	
				продолжительность	коэффициент	продолжительность	коэффициент
1946	0	58 337	113	0	113		
1947	0 — до годовщины брака	126 531	245	1	424	0	358
1947	1 год после годовщины	92 518	179				
1948	1 до годовщины	77 122	149	2	268	1	328
1948	2 после »	61 741	119				
1949	2 до »	64 888	126	3	227	2	245
1949	3 после »	52 003	101				
1950	3 до »	56 953	110	4	197	3	211
1950	4 после »	44 853	87				
1951	4 до »	46 869	91	5	162	4	178
1951	5 после »	36 502	71				
1952	5 до »	39 645	77	6	138	5	148
1952	6 после »	31 649	61				
1953	6 до »	33 728	65	7	117	6	126
1953	7 после »	26 747	52				
1954	7 до »	29 395	57	8	102	7	109
1954	8 после »	23 346	45				
1955	8 до »	24 586	48	9	86	8	93
1955	9 после »	19 674	38				
1956	9 до »	21 173	41	10	74	9	79
1956	10 после »	17 055	33				
1957	10 до »	18 341	35	11	63	10	68
1957	11 после »	14 715	28				

Тот факт, что коэффициенты исчисляются по отношению к первоначальной численности, требует некоторой осторожности в их истолковании; мы уже обращали внимание на это обстоятельство в предыдущем параграфе.

Такой метод исчисления вытекает из невозможности в большинстве случаев знать за каждый год численность браков, продолжающих существовать. Это обстоятельство препятствует исчислению коэффициентов по отношению к *действительной* численности браков. Напротив, при исчислении коэффициентов плодовитости по возрастам у нас не возникало вопроса об исчислении отношения числа рождений к общей численности женщин в возрасте 15 лет (начало периода, когда женщина способна к деторождению), но мы каждый год относили число рождений к фактической численности женщин, которая была нам известна на базе группировки населения по полу, возрасту и семейному состоянию.

Брачная плодовитость данного года и продолжительность брака

Вернемся к поперечному анализу. Посмотрим, как можно применить коэффициенты плодовитости в зависимости от продолжительности брака, исчисленные за определенный год, например за 1956 г. по Франции. Эти коэффициенты охватывают все браки женщин, еще сохранивших способность к деторождению в 1956 г., практически последние 25 лет.

Статистические данные, необходимые для этого подсчета, это, понятно, те же данные о заключенных браках за каждый год, т. е. данные, которые приведены в табл. 9 [1]. Однако в данном случае, как это и должно всегда делаться, мы производим пропорциональное распределение общей численности брачных рождений, по которым не известна продолжительность брака родителей (всего 4185 рождений), в соответствии с распределением числа рождений, по которым продолжительность брака известна. Прежнее распределение и исправленное распределение составляют содержание табл. 10, что в достаточной мере объясняет несложную технику распределения числа рождений с неизвестной продолжительностью брака.

В табл. 11 мы сопоставляем число рождений (колонка 2) с соответствующей численностью браков (колонка 1), причем каждому году заключения брака противостоят два числа рождений согласно принципу двойной классификации. Необходимо осторожно подходить к числу браков, которое мы приводим в таблице. Например, в случае изменений территории изучаемой страны следует принять

[1] Для 1956 г. см. Études statistiques № 4, 1957, tableau XXII, p. 16. Однако в этой таблице рождения детей не учитываются по рядам рождений. Мы сохраняем здесь, так же как и при изучении потомства браков, заключенных в 1946 г., только общий итог, включающий все ряды рождений, указанные в 3-й колонке.

ТАБЛИЦА 10. ЧИСЛО БРАЧНЫХ РОЖДЕНИЙ (живых детей) ПО ГОДАМ ЗАКЛЮЧЕНИЯ БРАКА И ПО ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ БРАКА ВО ФРАНЦИИ в 1956 г.

Годы заключения брака	Продолжительность брака в полных годах	Брачные рождения (живых детей)		
		продолжительность брака известна	продолжительность брака не известна (после пропорционального распределения)	итого
1956	0	39 219	219	39 438
1955	0	80 299	449	80 748
1955	1	48 532	272	48 804
1954	1	47 852	268	48 120
1954	2	38 721	217	38 938
...	...	...	...	...
1932	24	344	2	346
1931	24	319	2	321
1931 г. и ранее	25 и более	769	4	773
Итого брачных рождений (живых детей)	—	748 033	4 185	752 218

меры к получению числа браков, строго соответствующего территории данной страны в течение изучаемого года (в нашем случае это 1956 г.). Поэтому для Франции число браков в период 1940—1945 гг. должно подсчитываться по всем существующим 90 французским департаментам, а не по 86 или 87 департаментам, из которых состояла в то время территория Франции и где производилась регистрация браков.

Коэффициенты, вытекающие из этих данных (колонка 3), могут быть сгруппированы двумя способами в зависимости от того, желаем ли мы получить коэффициент для каждой точно выраженной продолжительности брака или же ставим своей целью получить коэффициент плодовитости за каждый год заключения брака по состоянию на 1956 г. (рис. 62). В этом втором случае речь идет о коэффициенте, в основу которого кладется продолжительность брака по календарным годам. Как мы уже отмечали выше, этот последний показатель имеет преимущества для анализа плодовитости по состоянию на определенный момент, так как он изолирует каждую брачную когорту, для которой он дает плодовитость в течение целого года. Коэффициент, в основу которого кладется точная продолжительность брака, базируется на сочетании показателей, относящихся к разным годам заключения брака; это обстоятельство ослабляет его аналитические возможности.

ТАБЛИЦА 11. ФРАНЦИЯ. 1956 г. ЧИСЛО БРАЧНЫХ РОЖДЕНИЙ И КОЭФФИЦИЕНТ ПЛОДОВИТОСТИ БРАКОВ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ИХ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ

Браки		Число рождений в 1956 г.	Коэффициент плодовитости	Браки		Число рождений в 1956 г.	Коэффициент плодовитости	Браки		Число рождений в 1956 г.	Коэффициент плодовитости
год заключения	число			год заключения	число			год заключения	число		
(1)		(2)	(3)	(1)		(2)	(3)	(1)		(2)	(3)
1956	293 450	39 438	134	1947	427 113	20 262	47	1938	273 917	2 900	11
						16 672	39			2 181	8
1955	312 703	80 748	258			21 291	41	1937	274 516	2 185	8
		48 804	156	1946	516 882	17 150	33			1 643	6
1954	314 453	48 120	153			14 780	38	1936	279 902	1 709	6
		39 938	124	1945	393 000	9 597	24			1 267	5
1953	308 426	40 057	130			6 870	34	1935	284 895	1 332	5
		31 802	103	1944	205 000	5 525	27			923	3
1952	313 892	35 950	114			5 973	27	1934	298 482	999	3
		27 954	89	1943	219 000	5 337	24			689	2
1951	319 651	31 604	99			6 627	25	1933	315 668	721	2
		24 435	76	1942	267 000	5 065	19			506	2
1950	331 091	28 081	85			4 873	22	1932	314 980	486	2
		21 870	66	1941	226 000	3 590	16	1931	около	346	1
1949	341 091	23 988	79			2 657	15	и ранее	330 000	1 094	3
		18 649	55	1940	177 700	2 445	14				
1948	370 769	21 162	57			3 025	12				
		17 309	47	1939	258 429	2 589	10	Итого		752 218	2 350

Суммируя коэффициенты относительной плодовитости браков разной продолжительности, мы получаем синтетический показатель, который в некотором отношении напоминает показатель, представлявший собою сумму всех возрастных коэффициентов плодовитости за определенный календарный год. На этот раз речь идет о средней численности потомства от 1000 вновь заключенных брачных союзов во все периоды продолжительности браков, причем для всех браков разной продолжительности применяется коэффициент плодовитости, наблюдавшейся во Франции в 1956 г. При таких условиях численность потомства составляла бы 2350 детей.

В коэффициентах, которые мы здесь вводим, хотя они и исчисляются по отношении к первичному количеству браков, все же принят во внимание риск распада брачных союзов в результате вдовства или развода [1]. Таким образом, мы не имеем здесь показателя чистой плодовитости. Однако для сравнений во времени между более или менее близкими датами искажения, возникающие вследствие распада брачных союзов, не имеют существенного значения.

Анализ изменений коэффициента плодовитости в зависимости от продолжительности брака

Возвратимся к рассмотрению рождаемости во Франции в период, непосредственно следовавший за окончанием второй мировой войны; на этот раз мы будем применять для анализа коэффициент плодовитости по продолжительности брака.

«История» браков, заключенных в различные годы, является важным фактором их плодовитости в настоящее время; поэтому при определении современной конъюнктуры важно уделять внимание этому наследию прошлого и условиям, присущим каждому из изучаемых лет. Вот почему существенно изолировать то, чем современная плодовитость «обязана» браком, заключенным в различные годы; это заставляет пользоваться коэффициентами плодовитости по продолжительности брака, выраженной в разности календарных годов. Эти коэффициенты представлены в табл. 12а.

Для браков, заключенных после 1940 г. (в таблице это цифры, находящиеся под горизонтальной чертой), вариации коэффициентов от одного года к другому при одинаковой продолжительности браков малозначительны и обнаруживают стабильность; можно подметить только легкое снижение в 1951 г. и легкое повышение в 1956 г. Подобную эволюцию мы наблюдаем и в отношении суммы коэффициентов для браков с продолжительностью от 0 до 4 лет.

[1] Мы здесь имеем в виду не только риск такого распада брака на данный момент, но и риск, которому подвергались в прошлом супружеские пары, еще не потерявшие своей плодовитости к 1956 г.

Связанная с продолжительностью браков плодовитость семей, созданных непосредственно после войны, практически не отражается фактическими данными. При существующей степени распространения регулирования рождений среди населения западных стран желательный размер семьи не таков, чтобы при запоздании брака он приводил бы к усиленному производству потомства (вследствие отсутствия значительного периода бездетности или же вследствие того, что начиная с известного возраста супруги считают нежелательным рождение детей). К тому же, если у некоторых семейных пар обнаруживается тенденция к сокращению промежутков времени между рождениями детей, эта тенденция может компенсироваться отказом от рождения детей у других пар. Запоздалое заключение брака и связанное с ним увеличение возраста нередко приводит к подобному психологическому состоянию и к добровольному отказу от того размера семьи, который был бы достигнут при других условиях.

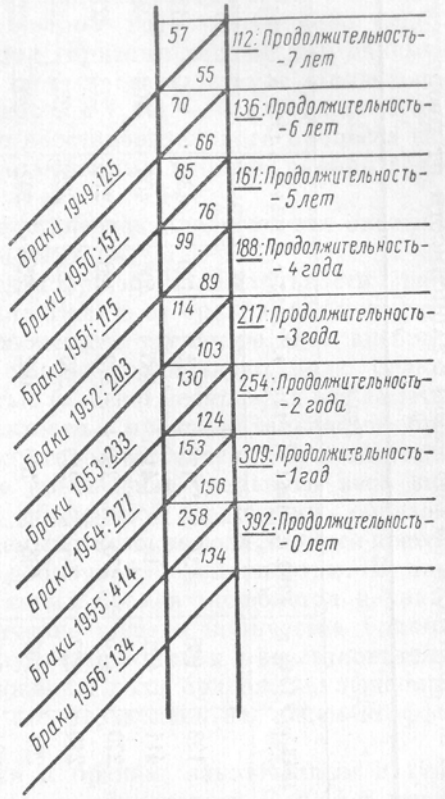

Рис. 62.

Во всяком случае такие запоздалые браки составляют лишь известную часть послевоенных браков, которая быстро уменьшается.

В конечном счете коэффициент плодовитости по продолжительности брака является все же шагом вперед по сравнению с коэффициентами по возрастам женщин. В противоположность этим последним коэффициенты плодовитости по продолжительности брака лишь в слабой степени испытывают влияние компенсаторных процессов, которые следуют за войнами и экономическими кризисами. Поэтому коэффициенты плодовитости по продолжительности брака позволяют более точно наблюдать поведение вновь образовавшихся семейных пар в течение таких пертурбационных периодов и непосредственно вслед за ними.

Напротив, семейные пары, образовавшиеся до войны, из которых многие были разлучены войной и восстановились сразу по

ТАБЛИЦА 12а. ФРАНЦИЯ. КОЭФФИЦИЕНТ ПЛОДОВИТОСТИ (на 1000 браков) В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ БРАКА

Продолжительность браков (как разность календарных лет)	Годы											
	1946 г.	1947 г.	1948 г.	1949 г.	1950 г.	1951 г.	1952 г.	1953 г.	1954 г.	1955 г.	1956 г.	1957 г.
0	114	124	133	135	134	129	131	129	130	130	134	127
1	412	426	411	411	413	410	405	406	409	409	414	415
2	273	272	270	275	270	269	272	268	274	273	277	286
3	227	226	219	227	224	219	225	228	228	233	233	245
4	200	190	201	197	198	189	192	195	202	200	203	214
0—4 года	1 226	1 238	1 234	1 245	1 239	1 216	1 225	1 226	1 243	1 245	1 261	1 287
5	174	165	177	175	169	162	164	163	170	176	175	183
6	159	143	144	150	152	138	139	137	140	147	151	154
7	155	121	127	127	128	125	119	118	120	120	125	133
8	153	109	104	112	112	106	110	100	103	102	104	110
9	133	108	92	91	96	91	93	92	86	86	86	90
5—9 лет	774	646	644	655	657	662	625	610	619	631	641	670
Итого по всем бракам	2 646	2 465	2 435	2 427	2 399	2 311	2 317	2 292	2 332	2 331	2 350	2 409

окончании войны, произвели на свет (полностью или частично) то количество детей, которое они не могли иметь в военные годы. Для браков, заключенных в предвоенные годы, при данной их продолжительности коэффициенты плодовитости после 1945 г. выше, чем они были бы, если бы не наблюдалось временной разлуки части супружеских пар в военные годы. Это можно видеть в табл. 12а (стр. 206) цифры под горизонтальными черточками); продолжительность в 6 лет в 1946 г. соответствует заключению брака в 1940 г., продолжительность в 7 лет — заключению брака в 1939 г. и т. д. Влияние этого восстановительного процесса еще сильнее заметно на браках, заключенных в более ранние годы, что показано в табл. 12б.

На уровень некоторых коэффициентов плодовитости оказывают влияние также и случайные факторы.

Низкий уровень коэффициента при продолжительности брака в 0 лет в 1946 г. (т. е. рождения в 1946 г. от браков, заключенных в этом же году) был вызван снижением удельного веса внебрачных зачатий. Такие зачатия сильно увеличивают долю браков с небольшой продолжительностью (менее 9 месяцев), и это заметно влияет на коэффициент плодовитости с продолжительностью браков в 0 лет (0 лет разности между годом заключения брака и годом рождения ребенка). Указанное уменьшение удельного веса внебрачных зачатий может быть объяснено следующим образом: в общем числе браков, заключаемых в течение года, имеется известная доля браков, вызванных добрачной беременностью. В нормальное время удельный вес таких браков колеблется в узких пределах, но в 1946 г. увеличение общего количества браков, связанное с их отсрочкой в результате войны и с восстановительным процессом, привело к снижению доли браков, заключаемых при наличии беременности, и это отразилось на общем коэффициенте плодовитости.

Коэффициенты, относящиеся к бракам, заключенным в 1944 и в 1945 гг., подлежат аналогичному объяснению. В 1944 г. число заключенных браков было очень невелико (только 205 000) и удельный вес браков, вызванных добрачной беременностью, был повышенным.

Указанный фактор оказывал длительное влияние, так как добрачные зачатия — это явление, характерное для социальных слоев, имеющих более высокую рождаемость; поэтому в тех случаях, когда такие браки представлены выше обычного уровня, коэффициенты плодовитости, относящиеся к различным продолжительностям брака, характеризуются более высокими уровнями, чем коэффициенты соседних лет (см. табл. 12а).

Противоположное явление, хотя и выраженное более слабо, мы наблюдаем в браках, заключенных в 1945 г., когда были зарегистрированы многие браки, которые не могли быть заключены в 1944 г. (всего 393 000 браков).

ТАБЛИЦА 12б. ФРАНЦИЯ. КОЭФФИЦИЕНТ ПЛОДОВИТОСТИ (на 1000 браков) В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ БРАКА

Продолжительность брака (как разность календарных лет)		Годы						
		1946	1947	1948	1949	1950	1951	1952
10 лет	год заключения брака	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942
	коэффициент	117	96	91	80	81	80	81
15 лет	год заключения брака	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937
	коэффициент	50	48	45	43	41	38	37

Мы располагаем хорошим коррективом для таких дополняющих друг друга явлений, рассматривая две когорты браков как одну.

Суммируя за данный год коэффициенты плодовитости браков всех групп по их продолжительности, мы получаем число живых рождений, которое должно было бы получиться от 1000 браков, заключенных в течение года людьми всех возрастов. Напомним, что исчисленное таким методом потомство (например, в 1957 г. 2409 детей на 1000 браков; см. табл. 12а) подвергается влиянию распада семейных союзов (вследствие вдовства или развода), что уменьшает чистую плодовитость за рассматриваемый период.

В конечном счете пертурбационные влияния, оказываемые на коэффициенты плодовитости продолжительностью брака, в основном ограничиваются той продолжительностью, которая соответствует брачным когортам, значительная часть которых в течение супружеской жизни испытывала неблагоприятные условия жизни в результате различных событий. Таким образом, влияние пертурбационных факторов лучше отражается в этих показателях, чем в возрастных коэффициентах плодовитости. С другой стороны, число годичных показателей в данном случае уменьшается хотя бы потому, что период плодовитости в браке не превышает 20 лет, но период плодовитости женщин длится по меньшей мере 30 лет.

Пертурбационное влияние войны в отношении суммы всех коэффициентов плодовитости, по-видимому, почти полностью сгладилось к 1951 г. Брачные когорты, еще испытывающие пертурбационное воздействие после этой даты, характеризуются такой продолжительностью, в которой плодовитость становится уже незначительной; поэтому они оказывают лишь ничтожное влияние на суммарную плодовитость, измеряемую средним числом детей на один брак. При существующих условиях тысяча брачных пар всех возрастов дает около 2350 детей. Напомним, что до войны потомство от 1000 браков не превышало 2000 детей (см. табл. 8 и рис. 60).

Возраст вступления в брак и продолжительность брака

Сочетая эти два признака, мы можем определенным способом исчислить возрастные коэффициенты брачной плодовитости в зависимости от возраста вступления в брак [1].

Мы уже видели, что связь этих признаков играла существенную роль при изучении брачной плодовитости в условиях регулирования рождаемости. При отсутствии же такого регулирования эта комбинация признаков ничего не прибавляет к нашим знаниям, потому что брачная плодовитость, как в этом не трудно убедиться, не зависит от возраста вступления в брак.

Начиная с 1946 г. во французской статистике браки, заключенные в разные годы, распределяются также на пятилетние группы по возрасту вступления женщины в брак. Кроме того, дети, родившиеся живыми от этих браков, классифицируются по очередности рождения. Этот последний показатель позволяет более подробно проследить формирование поколений от брачных когорт определенных лет, причем эти когорты рассматриваются или в совокупности, или же по группам в зависимости от возраста женщины при вступлении в брак.

Мы не будем здесь заниматься детальным рассмотрением этих статистических данных, а ограничимся лишь описанием формирования потомства определенной брачной когорты, проводя различия по очередности рождения детей.

Продолжительность брака и очередность рождений

В качестве иллюстрации возьмем браки, заключенные во Франции в 1946 г., базируясь на исчислениях, выполненных Национальным институтом статистики и экономических исследований при опубликовании статистики движения населения в 1957 г. [2] Результаты этих исчислений представлены в табл. 13.

В левой части таблицы мы видим коэффициенты плодовитости по продолжительности брака и по очередности рождения (причем мы ограничиваемся здесь первыми четырьмя детьми). Так, например, при продолжительности брака, равной 7 годам (в исполнившихся годах), от 1000 браков, заключенных в 1946 г., родилось:

6 первенцев,
25 вторых детей,
32 третьих ребенка,
24 четвертых ребенка,

т. е. всего 87 детей 1, 2, 3 и 4-й очередности рождений.

[1] Однако, поскольку классификация возрастов женщин в момент вступления в брак обычно делается по пятилетним группам, соответствие между продолжительностью брака и возрастом женщины при вступлении в брак довольно неточно.

[2] См. Études statistiques, № 4, octobre-décembre 1958, p. 16.

ТАБЛИЦА 13. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО ЖИВОРОЖДЕННЫХ на 1000 БРАКОВ, ЗАКЛЮЧЕННЫХ в 1946 г.

Продолжительность брака в годах	Число живорожденных в зависимости от продолжительности брака						Нарастающие итоги числа живорожденных с момента заключения брака					
	первые дети (первенцы)	вторые дети	третьи дети	четвертые дети	первые — четвертые вместе	всех детей	первые дети (первенцы)	вторые дети	третьи дети	четвертые дети	первые — четвертые вместе	всех детей
0	343	15	2	0	360	360	343	15	2	0	360	360
1	244	77	7	1	329	329	587	92	9	1	689	689
2	77	143	23	3	246	246	664	235	32	4	935	935
3	40	108	54	8	210	212	704	343	86	12	1 145	1 147
4	23	74	58	20	175	179	727	417	144	32	1 320	1 326
5	14	49	50	27	140	149	741	466	194	59	1 460	1 474
6	10	35	40	25	110	128	751	501	234	84	1 570	1 602
7	6	25	32	24	87	110	757	526	266	108	1 657	1 711
8	5	18	26	21	70	93	762	544	292	129	1 727	1 805
9	4	13	20	17	54	79	766	557	312	146	1 781	1 885
10	3	10	16	15	44	69	769	567	328	161	1 825	1 953

В последней колонке даны коэффициенты плодовитости, относящиеся к рождениям *всех очередностей*. Это те же коэффициенты, которые приведены в табл. 9, но на этот раз все рождения с неизвестной продолжительностью брака исключены; это и вызвало незначительные расхождения. На 1000 браков, заключенных в 1946 г., имевших 7-летнюю продолжительность, было всего 110 рождений; вычитая из этого числа с 87 рождениями четырех первых детей, мы получаем 23 рождения с очередностью выше четвертой.

Коэффициенты, относящиеся ко всем рождениям, начинают обнаруживать расхождение с коэффициентами, относящимися к совокупности рождений 4 первых детей, лишь начиная с четвертого года брака.

В правой стороне таблицы даются нарастающие итоги коэффициентов начиная от 1-го года брака и до различных лет его продолжительности. Мы видим, например, что к концу 8-го года брака от 1000 женщин родилось:

757 первенцев,
526 вторых детей,
266 третьих детей,
108 четвертых детей,

что дает в итоге 1657 детей рождения первых четырех детей, в то время как общее число рождений составило 1711 детей.

Если бы табл. 13 могла быть продолжена до продолжительности брака в 25 лет, то последняя строка в крайней правой колонке дала бы окончательный размер всего потомства (конечное потомство). Однако (напомним об этом еще раз и в данном случае) не следовало бы забывать, что в этой цифре отразилось бы фактическое (эффективное) потомство, т. е. число детей, родившихся живыми от браков, заключенных в 1946 г., по истечении 26 лет состояния в браке (и, следовательно, на этой цифре отражается распад семейных союзов).

В этом отношении приведенные выше цифры отличались бы от тех, которые мы получили бы, группируя женщин, вступивших в брак в определенный год и состоящих в браке в период наблюдения (и следовательно, живых), по числу рожденных ими детей. Такой метод применяется при проведении переписи населения для получения статистических данных о семьях. При этом не всегда уделяется достаточно внимания точному установлению года заключения брака. Чаще ограничиваются тем, что производят опрос замужних женщин, уже перешедших возрастную границу плодовитости; обычно это женщины группы 45—49 лет (или же 45—54 лет, или 50—55 лет, или 50—59 лет). В некоторых случаях задается вопрос о детях, рожденных не только в настоящем браке, но и в предыдущем или до брака. Так ставился вопрос, например при проведении переписи во Франции в 1946 г.

В силу различных причин результаты, которые можно получить таким способом, не сопоставимы с данными табл. 13. Но по своей форме они приближаются к ним; вот почему мы их и приводим (см. табл. 14). Эти цифры помогают нам представить себе, как завершится табл. 13, когда браки, заключенные в 1946 г., станут уже совсем бесплодными.

ТАБЛИЦА 14. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО ДЕТЕЙ, РОЖДЕННЫХ ЖИВЫМИ, на 1000 ЗАМУЖНИХ ЖЕНЩИН В ВОЗРАСТЕ 45—49 ЛЕТ * ПО ДАННЫМ ПЕРЕПИСИ 1946 г.

Число рождений				Общее число рожденных	
первенцев	вторых детей	третьих детей	четвертых детей	первых четырех	всех детей
824	569	335	197	1 925	2 234

* Т. е. принадлежащие к поколениям 1896—1900 гг.

Дальше мы увидим, как могут быть применены эти данные для систематического изучения плодовитости по очередности рождений.

Восстановление истории семей на основе переписи населения

До сих пор мы наблюдали за плодовитостью в зависимости от продолжительности брака, причем пользовались статистическими данными (достаточно детальными) о движении населения. Такой метод анализа и позволил нам познакомиться с интересными статистическими деталями и получить очень точное представление об изучаемом явлении; однако нужно отметить, что число стран, где анализ такого типа возможен, сравнительно ограниченно, так как в ряде случаев (даже в отношении передовых стран) отсутствует необходимая статистическая информация.

Вместе с тем очень часто статистическая история семей вместо того, чтобы развертываться последовательно год за годом на основе ежегодных статистических данных о рождаемости, восстанавливается по материалам переписей или с помощью специальных обследований (которые могут быть увязаны с переписями в узком смысле этого слова). С помощью опроса можно получить различные сведения (возраст женщин, возраст вступления в брак, даты рождения детей и т. д.), которые дают возможность восстановить этапы формирования потомства в разных когортах (группировки по поколениям, по годам вступления в брак и т. д.). В тех странах, где имеются ежегодные статистические данные о плодовитости в зависимости от продолжительности брака, отнюдь не следует

пренебрегать этим источником сведений; однако информация, получаемая таким образом, не вполне эквивалентна тем данным, которые получаются из ежегодной статистики движения населения. Эти данные особенно пригодны для того, чтобы предоставить нам больше деталей, чем те, которые мы получаем из текущей статистики (группировка населения по различным признакам данных о промежутках времени между рождениями детей и т. д.). Следует отметить, однако, что слишком часто интерес сосредоточивается только на конечном потомстве.

Мы уже упоминали мимоходом о возможностях такого восстановления картины истории семьи [1]. Так, например, опрос женщин, период плодовитости у которых закончился, дает возможность изучить связь между смертностью и плодовитостью.

Поскольку наиболее плодовитые женщины более подвержены смертности (дополнительный риск умереть при родах), постольку факт опроса женщин, переживших период плодовитости, влечет за собой некоторый отбор в пользу менее плодовитых женщин.

Но, с другой стороны, можно думать, что меньшая плодовитость (или в результате неспособности к зачатиям, или в результате добровольного ограничения рождаемости, или же вследствие того и другого вместе) связана с более слабой физической конституцией, и если смертность среди матерей невелика, то можно с уверенностью предполагать, что отбор действует в обратном направлении.

Эти общие замечания применимы к группам женщин, доживших до определенного возраста.

Если мы будем опрашивать всех доживших (всех возрастов) одной брачной когорты или группы когорт, то, возможное влияние селекций, о которых мы уже говорили, будет незначительным по сравнению с воздействием взвешивания при отборе. Действительно, в этих условиях наблюдается очень ясно выраженный отбор среди существующих старых семей в пользу молодых брачных пар; из числа браков с одной и той же плодовитостью больше шансов распасться в результате смерти одного из супругов имеет тот брак, в котором супруги были старше в момент заключения брака. Вследствие этого преувеличивается плодовитость всей совокупности брачной когорты. Коррективом в данном случае может служить группировка брачных пар по возрастам вступления в брак.

В заключение отметим, что различные условия статистического наблюдения обычно ведут к различным измерениям одного и того же демографического явления. Это важно иметь в виду при различных сравнениях статистических показателей.

[1] См. предыдущий параграф, а также стр. 186 и 188—189, где мы рассматривали исчисление коэффициентов общей плодовитости и валовой коэффициент воспроизводства на основе реальных поколений или групп реальных поколений.

В. ОЧЕРЕДНОСТЬ РОЖДЕНИЙ

Мы изучили брачную плодовитость (основную, в большинстве случаев часть общей плодовитости), связывая ее с продолжительностью периода, истекшего после явления, которое кладет начало этой формы плодовитости, т. е. с момента заключения брака.

Связь между плодовитостью и продолжительностью брака бывает особенно тесной у супружеских пар, применяющих ограничение рождаемости, так как такие пары стремятся сделаться бесплодными после того, как достигнут желаемый размер семьи.

Но ввиду того что продолжительность брака — это только промежуточная переменная, можно достичь более точного описания плодовитости при регулировании числа детей, вводя основную переменную, которой служит число уже родившихся детей.

Чтобы дать первое представление о том способе описания, к которому мы сейчас переходим, воспользуемся данными переписи 1946 г., которые позволяют нам построить табл. 15а.

Вероятность увеличения семей

Вероятность увеличения семей можно легко установить на основе табл. 15б. В колонке «0 детей» мы, разумеется, находим общую численность женщин, в колонке «1 ребенок»— число женщин, которые имели по меньшей мере одного ребенка; иными словами, сюда относятся все женщины, имевшие *точно* 1 ребенка, или 2, или 3, . . ., или 8, или 9 и больше, в колонке «2 детей»— все женщины, имевшие по меньшей мере 2 детей, т. е. точно 2 детей, или 3, или 4, . . ., или 8, или 9 и больше и т. д.

Деля 901 785 на 1 094 294, получаем удельный вес имевших по меньшей мере 1 ребенка во всей численности замужних женщин.

Деля 622 447 на 901 785, мы получаем удельный вес замужних женщин, имевших по меньшей мере 2 детей, в общей численности замужних женщин, имевших по крайней мере 1 ребенка.

Деля 367 129 на 622 447, мы получаем удельный вес женщин, имевших по меньшей мере 3 детей, в общей численности замужних женщин, имевших по меньшей мере 2 детей, и т. д.

Итак, мы получаем

среди женщин,	женщин, имевших
имевших 0 детей	не менее 1 ребенка — $a_0 = 0{,}824$
1 ребенка	2 детей — $a_1 = 0{,}690$
2 детей	3 детей — $a_2 = 0{,}590$
3 детей	4 детей — $a_3 = 0{,}588$
4 детей	5 детей — $a_4 = 0{,}605$
5 детей	6 детей — $a_5 = 0{,}628$
6 детей	7 детей — $a_6 = 0{,}625$
7 детей	8 детей — $a_7 = 0{,}635$
8 детей	9 детей — $a_8 = 0{,}628$

ТАБЛИЦА 15а. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ЗАМУЖНИХ ЖЕНЩИН ПО ПЕРЕПИСИ 1946 г. ПО ОБЩЕМУ ЧИСЛУ ИХ ДЕТЕЙ, РОДИВШИХСЯ ЖИВЫМИ *

Годы рождения женщин	Число женщин, имеющих ... детей, родившихся живыми									Общее число замужних женщин
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9 и +
1896—1900	192 509	279 338	255 318	151 082	85 245	48 617	30 794	18 746	12 145	20 500	1 094 294

* В эти числа включаются также и дети, родившиеся до действующего брака или вообще до всякого брака (внебрачные дети). С другой стороны, в таблице V (стр. 102), отражающей статистические данные о семьях по переписи 1946 г., откуда заимствованы эти сведения, 69 664 женщин не сообщили числа своих детей. Учитывая формулировку вопросов переписи, можно считать, что матери, не сообщившие о числе своих детей, вообще не имели детей. Мы прибавили это число к 122 845 матерям, объявившим, что они не имели детей (итог 192 509 матерей).

ТАБЛИЦА 15б. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ЗАМУЖНИХ ЖЕНЩИН ПО ФРАНЦУЗСКОЙ ПЕРЕПИСИ 1946 г. ПО ОБЩЕМУ ЧИСЛУ ИХ ДЕТЕЙ, РОДИВШИХСЯ ЖИВЫМИ

Годы рождения женщин	Число женщин, имевших в итоге по меньшей мере ... детей, родившихся живыми								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1896—1900	1 094 294	901 785	622 447	367 129	216 047	130 802	82 185	51 391	32 645	20 500

Величины a_i, вычисленные таким способом, дают применительно к изучаемой группе женщин частоту увеличения семей различных размеров. Воспользуясь понятием, которое ввел Луи Анри, мы будем говорить о вероятности увеличения семьи [1].

С помощью этих показателей вероятности увеличения семьи можно исчислить распределение семей по размеру хотя бы на 1000 женщин [2].

Если известно, что $a_0 = 0{,}824$, то это означает, что из 1000 женщин 824 женщины имели по меньшей мере 1 ребенка; вычитая это число из 1000, мы узнаем, что 176 женщин из 1000 не имели ни одного ребенка.

Если известно, что $a_1 = 0{,}690$, то это означает, что из 824 женщин, имевших по меньшей мере 1 ребенка, $824 \times 0{,}690$, т. е. 569 женщин, имели не менее 2 детей; путем вычитания 569 из 824 мы узнаем, что 255 женщин имели *точно* по 1 ребенку.

Если известно, что $a_2 = 0{,}590$, то это означает, что из 569 женщин, имевших по меньшей мере 2 детей, $569 \times 0{,}590$ [3], т. е. 335 женщин, имели не менее 3 детей; путем вычитания 335 из 569 мы узнаем, что 234 женщины имели *точно* по 2 ребенка.

На этой стадии анализа мы устанавливаем, таким образом, что на 1000 замужних женщин приходится

176, имеющих 0 детей,
255, имеющих 1 ребенка;
234, имеющих 2 детей,
335, имеющих 3 детей и более.

Этот расчет можно систематизировать в следующем виде:

На 1000 замужних женщин

1000	1000 имели по меньшей мере 0 детей,
$1000 \times 0{,}824$	824 имели по меньшей мере 1 ребенка,
$1000 \times 0{,}824 \times 0{,}690$	569 имели по меньшей мере 2 детей,
$1000 \times 0{,}824 \times 0{,}690 \times 0{,}590$ . . .	335 имели по меньшей мере 3 детей,
$1000 \times 0{,}824 \times 0{,}690 \times 0{,}590 \times 0{,}588$	197 имели по меньшей мере 4 детей.

[1] Речь идет об увеличении числа детей, рожденных живыми, а не обязательно о фактическом приросте, который будет меньше из-за смертности маленьких детей. Ясно, что эти частоты (по меньшей мере четыре первые) могли бы быть вычислены по данным табл. 14. Первое число прямо дает нам a_0 (без запятой): деля 569 на 824, мы получаем 0,690 как a_1 и т. д.

[2] Очевидно, что в данном случае нет необходимости прибегать к вероятности увеличения семьи, так как цифры табл. 15а дают ее непосредственное определение. Для этого достаточно каждую из этих цифр разделить на 1 094 294, т. е. на общую численность рассматриваемых женщин. Но при некоторых обстоятельствах показатели вероятности прироста не совпадают с аналогичными данными табл. 15а (например, при подсчете вероятности увеличения семьи в данный момент). Способ подсчета, который мы здесь излагаем, сохраняет в этом случае свою пригодность.

[3] Более точно $824 \times 0{,}690 \times 0{,}590$, что дает 335, между тем как $569 \times 0{,}590$ в результате округления дает 336, но $824 \times 0{,}690 \times 0{,}590$ равно 335; совершенно очевидно, что следует предпочесть цифру 335.

Продолжение

$1000 \times 0{,}824 \times 0{,}690 \times 0{,}590 \times 0{,}588 \times 0{,}605$	119 имели по меньшей мере 5 детей,
$1000 \times 0{,}824 \times 0{,}690 \times 0{,}590 \times 0{,}588 \times 0{,}605 \times 0{,}628$ . . .	75 имели по меньшей мере 6 детей,
$1000 \times 0{,}824 \times 0{,}690 \times 0{,}590 \times 0{,}588 \times 0{,}605 \times 0{,}628 \times 0{,}625$	47 имели по меньшей мере 7 детей,
$1000 \times 0{,}824 \times 0{,}690 \times 0{,}590 \times 0{,}588 \times 0{,}605 \times 0{,}628 \times 0{,}625 \times 0{,}635$	30 имели по меньшей мере 8 детей,
$1000 \times 0{,}824 \times 0{,}690 \times 0{,}590 \times 0{,}588 \times 0{,}605 \times 0{,}628 \times 0{,}625 \times 0{,}635 \times 0{,}628$ . . .	19 имели по меньшей мере 9 детей.

Исчисляя последовательно разности, мы находим, что на 1000 замужних женщин:

1000—824 = 176 имели 0 детей
824—569 = 255 имели 1 ребенка
569—335 = 234 имели 2 детей
335—197 = 138 имели 3 детей
197—119 = 78 имели 4 детей
119— 75 = 44 имели 5 детей
75— 47 = 28 имели 6 детей
47— 30 = 17 имели 7 детей
30— 19 = 11 имели 8 детей
19 имели 9 детей и больше.

Наконец, мы знаем, что у этой 1000 женщин родилось

824 первенца
569 вторых детей
335 третьих детей
197 четвертых детей
119 пятых детей
75 шестых детей
47 седьмых детей
30 восьмых детей.

Таким образом, всего на 1000 женщин — 2196 детей от 1-го до 8-го порядкового номера ребенка. Допустим теперь, что 19 женщин, которые имели 9 детей и более, имели в среднем 10 детей, следовательно, эти 19 женщин вместе имели 190 детей (19×10), но из них 152 ребенка (19×8) уже были учтены среди детей первых 8 порядковых номеров. Поэтому к предыдущему итогу 2196 детей следует прибавить 38 детей (190—152). Мы получаем 2234 ребенка. Это полный итог числа детей на 1000 женщин, рожденных в 1896—1900 гг. и бывших замужем в 1946 г. [1]

[1] Это соответствует числу в табл. 14, которая также исчислена исходя из предположения, что женщины, имевшие по «9 детей и больше», имели в среднем по 10 детей.

Вероятности увеличения семей и описание брачной плодовитости

На основе изложенного можно себе представить, что знание вероятности увеличения семьи позволяет дать очень выразительное и очень естественное описание плодовитости женщин.

Это описание согласуется со схемой, которую мы уже несколько раз излагали. По этой схеме рождение ребенка с определенным порядковым номером, скажем 3, есть демографическое явление, следующее за рождением предыдущего порядкового номера, в данном случае 2-го. Для полного статистического описания этого перехода от одного явления к последующему необходимо знать:

1) какова доля женщин, которые родят третьего ребенка, среди женщин уже родивших двоих детей?

2) как распределяются интервалы во времени, отделяющие появление третьего ребенка от появления второго ребенка?

Ясно, что ответ на первый из этих вопросов дается показателем вероятности увеличения. В примере, который мы рассматривали выше, $a_2 = 0{,}590$, т. е. 59% женщин, родивших двоих детей, родили также третьего ребенка (здесь, как и в дальнейшем, речь идет только о родившихся живыми).

Но, основываясь только на статистических данных табл. 15, мы еще не можем дать ответ на второй вопрос. Статистические данные, позволяющие изучать промежутки времени между рождениями разных порядков, встречаются редко. Луи Анри мог изучать это лишь на основе довоенной статистики Чехословакии [1] и на основе статистики семей французской переписи 1906 г. (в части, посвященной обследованию государственных служащих и рабочих, произведенному в 1907 г.). На основании французских статистических данных Л. Анри установил, что из 100 рождений третьего ребенка интервалы [2] после рождения второго были:

в 2	случаях	0 лет
в 16	»	1 год
в 33	»	2 года
в 19	»	3 года
в 11	»	4 года
в 7	»	5 лет
в 4	»	6 лет
в 3	»	7 лет
в 2	»	8 лет
в 2	»	9 лет
в 1	»	10 лет

[1] Louis Henry. Étude statistique de l'espacement des naissances. Population, 1951, № 3.

[2] Промежутки времени здесь исчислены как разность годов рождения. Это распределение заимствовано из табл. IX на стр. 127 в работе Fécondité des mariages, Nouvelle méthode de mesure, par Louis Henry (таблица помещена в приложении к этой книге. См. стр. 444).

Отметим, что здесь речь идет о вероятностях увеличения в продольном аспекте, наиболее естественном способе анализа. Но здесь может иметь место и преобразование в поперечный анализ, которое часто представляет большой интерес.

Однако прежде, чем касаться деталей таких преобразований, внесем несколько дополнительных уточнений в определения и в способы исчисления вероятностей увеличения семей.

Выбор брачной когорты при исчислении вероятностей увеличения семьи

Существует много разных способов отбора групп женщин, для которых исчисляются вероятности увеличения семьи. В приведенном выше примере такая группа была образована из совокупности женщин поколений 1896—1900 гг., которые были замужем в момент переписи 1946 г.; таким образом, это была группа, составившаяся из *дожившей* части замужних женщин определенной группы поколений к концу их периода плодовитости. Если бы мы год за годом производили вычитание числа детей различных порядков, рожденных женщинами, которые вышли замуж до 1946 г., то мы получили бы несколько иные результаты [1]. Однако разница была бы не очень существенна; расширение произошло бы за счет некоторого числа женщин, которые были исключены при первоначальном способе наблюдения.

Как мы это уже делали при изучении плодовитости в зависимости от продолжительности брака, можно образовывать когорты женщин, вступивших в брак в течение одного и того же календарного года (или одной и той же группы лет) [2]. При этом можно или вести наблюдение за ними во времени, или же на основе материалов переписи ограничиться дожившими до определенной даты (выбранной с таким расчетом, чтобы все наблюдаемые женщины уже пережили возраст, в котором они способны к деторождению).

Наконец, можно формировать когорты для исчисления вероятности увеличения. Так, например, можно рассматривать всю совокупность женщин, вступивших в брак в 1930 г., для исчисления a_0 этой совокупности; рассматривать всю совокупность женщин, родивших первого ребенка в 1930 г., для исчисления a_1 этой совокупности;

рассматривать всю совокупность женщин, родивших второго ребенка в 1930 г., для исчисления a_2 этой совокупности.

[1] Вследствие того, что умершие или разлученные с мужем (т. е. овдовевшие и разведенные) женщины в возрасте до 50 лет были бы включены в расчет. Естественно, что каждый раз, когда мы проводим такое длительное наблюдение, нужно проявлять осторожность и следить за тем, чтобы эти женщины принимались в расчет только в течение того времени, когда они фактически присутствовали.

[2] В этих случаях можно ограничиваться наблюдением только за теми замужними женщинами, которые вышли замуж еще в детородном возрасте.

Брачные когорты могут наблюдаться год за годом после их формирования на основе данных текущей статистики или же рассматриваться a posteriori исходя только из числа доживших, которые были зарегистрированы при переписи.

Частота появления первого ребенка в брачной когорте

Для иллюстрации общих соображений мы воспользуемся таким типом расчета, который напоминает расчет в табл. 9. Речь идет о появлении первого ребенка у супружеских пар, вступивших в брак в 1946 г. При этом мы будем пользоваться данными текущей статистики населения.

Табл. 16 отличается от табл. 9 тем, что она отражает только рождения первенцев. Некоторые недостатки этой статистики отрицательно влияют на качество полученных результатов, так же как и тот факт, что мы вынуждены ограничиваться лишь такими рождениями, в отношении которых имеются сведения о продолжительности брака родителей и о порядковом номере ребенка.

Сведенные к 1000 браков, эти числа рождений первенцев дают то, что мы выше назвали коэффициентом рождений первенцев (по отношению к первоначальной численности браков).

В сумме эти коэффициенты дают (с небольшим округлением) по истечении 12 календарных лет (с 1946 по 1957 г. включительно) 780,6 рождений первенцев на 1000 браков (эта цифра является результатом деления 403 732 первенцев на 516 882 брака).

Правда, по истечении 12 лет родились еще не все первенцы этой брачной когорты. В конечном счете фактическое число первенцев на 1000 браков, заключенных в 1946 г., будет несколько больше, чем 780,6 рождений. Однако эта поправка имеет очень небольшое значение, так как в браках с большой продолжительностью рождения первенцев исключительно редки. При продолжительности брака больше 12 лет на основе разности календарных лет рождения первенцев составляют едва 1% итога. Поэтому вероятное окончательное число первенцев в данном примере составит 785 на 1000 браков. Иначе говоря, у супружеских пар, вступивших в брак в 1946 г., a_0, т. е. вероятность увеличения семьи новобрачных, составляет 0,785. Следовательно, 21,5% из этих супружеских пар никогда не будут иметь детей.

Напомним еще раз, что распад брачных союзов (вследствие смерти одного из супругов или развода) играет роль пертурбационного фактора, снижающего плодовитость супружеских пар, еще продолжающих совместную жизнь, в конце периода плодовитости.

Обрабатывая последовательно данные об очередности рождения подобно тому, как это делалось в отношении первенцев, мы

ТАБЛИЦА 16. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО РОЖДЕНИЙ ПЕРВЕНЦЕВ ОТ 516 882 БРАКОВ, ЗАКЛЮЧЕННЫХ в 1946 г.

Годы	Рождения первенцев		Коэффициент рождений первенцев (на 1000 браков)
	продолжительность брака (в полных годах)	число рождений	
1946	0	57 641	112
	0	125 244	242
1947	1	79 916	155
	1	50 711	98
1948	2	20 739	40
	2	17 808	34
1949	3	10 009	19
	3	9 576	19
1950	4	5 820	11
	4	5 286	10
1951	5	3 360	6,5
	5	3 431	6,6
1952	6	2 262	4,4
	6	2 382	4,6
1953	7	1 557	3,0
	7	1 645	3,2
1954	8	1 145	2,2
	8	1 204	2,3
1955	9	853	1,7
	9	1 013	2,0
1956	10	798	1,5
	10	758	1,5
1957	11	574	1,1
Всего рождений первенцев за 1946—1957 гг. от браков, заключенных в 1946 г.		403 732	780,6

Источник. Предварительные статистические данные о движении населения, публикуемые в квартальных приложениях к «Ежемесячному бюллетеню Национального института статистики и экономических исследований». Статистические данные о рождаемости по очередности рождений, фигурирующие в этой публикации, несколько отличаются от окончательных статистических показателей движения населения Франции с 1946 по 1950 г.

можем вычислить различные вероятности увеличения семьи a_1, a_2, . . . , относящиеся к той же брачной когорте [1].

[1] Разумеется, если мы хотим получить только вероятность увеличения, нет необходимости составлять такую таблицу, как табл. 16; достаточно разделить число рождений данного порядкового номера на число рождений предыдущего порядкового номера.

Чтобы иметь возможность исчислить вероятности увеличения a_1, a_2, . . ., a_n, относящиеся к когортам женщин, родившим 1-го, 2-го, . . ., n-го ребенка в течение одного и того же года, необходимо, чтобы группировка родившихся по порядковому номеру была дана в комбинации с группировкой по году рождения предыдущего ребенка. Во Франции это делается начиная с 1959 г.

Частота появления первого ребенка в браке как показатель за определенный период времени

Исчисление a_0 как показателя за определенный период, например за 1956 г. во Франции, основывается на исчислении, а затем суммировании коэффициентов рождений первенцев за 1956 г., относящихся к бракам, заключенным в разные годы, не считая брачных пар, которые к этому времени уже потеряли способность иметь детей.

Ход наших рассуждений совершенно такой же, как при исчислении среднего потомства на один брак за данный календарный год на основе коэффициентов плодовитости по продолжительности брака (см. табл. 11).

Подобно тому, как сложение коэффициентов плодовитости по продолжительности брака в табл. 11 давало средний размер потомства на 1000 замужних женщин, в данном случае (в табл. 17) суммирование коэффициентов рождений первенцев дает среднее число первенцев на 1000 замужних женщин, т. е. вероятность увеличения a_0 на данный период времени.

Суммирование коэффициентов рождений первенцев дает вероятность увеличения $a_0 = 826‰$; этот показатель отражает уровень плодовитости во Франции в 1956 г. [1]

Исчисление вероятности увеличения семьи за определенный период вследствие рождений вторых, третьих и т. д. детей

Применим тот же метод, как и в предыдущем случае. Для этого необходимо наличие такой текущей статистики родившихся, которая заключала бы в себе группировку рождений по порядковому номеру в комбинации с группировкой по числу лет, истекших после предшествующего рождения. Но таких статистических данных, вообще говоря, не существует [2].

[1] Можно также исчислить a_0 исходя из коэффициентов рождений первенцев лишь для тех браков, в которых возраст жены менее 50 лет (т. е. возраст, когда у женщины еще есть возможность произвести на свет ребенка); в этом случае мы получили бы более точное измерение плодовитости и значения a_0, очевидно, были бы несколько более высокими.

[2] Как уже было отмечено, во Франции такая статистика была введена после 1959 г.

Мы изложим здесь приближенный метод, для которого требуется только распределение родившихся по порядку рождения; такие данные имеются очень часто.

Метод, применяемый в данном случае,— это метод средней взвешенной, которым довольно часто пользуются в демографии при исчислении показателя за определенный промежуток времени.

Чтобы пояснить нашу мысль, вернемся к исчислению a_0 (для Франции за 1956 г.) на основании данных табл. 17.

Общее количество брачных рождений первенцев (257 855), которое лежит в основе нашего расчета, группируется по годам вступления в брак родителей, причем каждое число рождений делится на соответствующее количество браков.

Таким образом,

$$a_0 = \frac{38\,864}{293\,450} + \frac{119\,695}{312\,703} + \frac{42\,632}{314\,453} + \frac{19\,204}{308\,426} + \ldots$$

Если ежегодное число браков было бы одинаковым, то было бы достаточно разделить общий итог 257 855 рождений первенцев на эту постоянную величину. Метод средней взвешенной состоит в том, что общее число рождений рассматриваемого порядкового номера (здесь первенца) следует разделить на среднее число браков, соответствующим образом исчисленное.

В примере с исчислением a_0 согласно тому, что нам уже известно, это среднее число M должно быть следующим:

$$\frac{257\,855}{M} = 0{,}826.$$

Иначе говоря,

$$M = \frac{257\,855}{0{,}826} = 312\,173 \text{ брака.}$$

Практически же задача решается обратным путем: величина a_0 должна быть выведена из предварительно определенной величины M [1].

Мы убеждаемся также, что при прямом определении M числа браков, заключенных в разные годы, должны при прочих равных условиях учитываться пропорционально их удельному весу в рождении первенцев в течение рассматриваемого календарного года.

Может показаться, что здесь возникает порочный круг, так как мы не можем установить этот удельный вес из-за отсутствия соответствующих статистических сведений.

Однако удельный вес каждой брачной когорты зависит (опять-таки при прочих равных условиях) от промежутка времени, про-

[1] Во всяком случае такой способ необходим, если рождения первенцев не могут быть разгруппированы по годам вступления в брак родителей, что влечет за собой невозможность исчисления коэффициентов рождений первенцев, которые были исчислены нами в табл. 17.

ТАБЛИЦА 17. ФРАНЦИЯ. РОЖДЕНИЯ ПЕРВЕНЦЕВ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ БРАКА И КОЭФФИЦИЕНТ РОЖДЕНИЙ ПЕРВЕНЦЕВ на 1000 БРАКОВ

Браки		Рождения первенцев	Коэффициент на 1000 браков	Браки		Рождения первенцев	Коэффициент на 1000 браков	Браки		Рождения первенцев	Коэффициент на 1000 браков
год	число			год	число			год	число		
1956	293 450	38 864	132	1950	331 091	3 187	9,6	1944	205 000	197	1,0
		79 476	254			2 183	6,6			147	0,7
1955	312 703	40 219	129	1949	341 091	2 085	6,1	1943	219 000	133	0,6
		28 900	92			1 431	4,2			125	0,6
1954	314 453	13 732	44	1948	370 769	1 496	4,0	1942	267 000	149	0,6
		11 998	39			1 104	3,0			100	0,4
1953	308 426	7 206	23	1947	427 113	1 227	2,9	1941	226 000	91	0,4
		7 177	23			935	2,2			64	0,3
1952	313 892	4 490	14	1946	516 882	1 023	2,0	1940	177 000	52	0,3
		4 643	15			805	1,6			54	0,3
1951	319 651	3 109	9,7	1945	393 000	601	1,5	1939 и ранее	порядка 275 000	480	1,7
						372	0,9				
								Итого . . .		257 855	826,2

текшего с момента заключения брака; иными словами, он связан с распределением первенцев по продолжительности брака.

Таким образом (мы еще вернемся ниже к этому пункту), мы знаем исходя из некоторых особо детализированных статистических данных типы интервалов со времени между браками и первыми рождениями, а также между рождениями различной очередности, из числа которых (интервалов) можно выбирать такие, которые более всего подходят к изучаемому населению.

Не вдаваясь в излишние детали, рассмотрим следующее распределение (табл. 18) продолжительности брака и рождений первенцев.

ТАБЛИЦА 18. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ РОЖДЕНИЙ ПЕРВЕНЦЕВ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ БРАКА В КАЛЕНДАРНЫХ ГОДАХ (на 100 первенцев)

Продолжительность брака (в годах)	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Все браки
Число рождений	16	47	17	8	4	3	2	1	1	1	100

Из приведенной таблицы следует, что для исчисления знаменателя M (числа браков, к которым относятся 257 855 рождений первенцев в 1956 г.) надо взять

из браков 1956 г.—16% их числа
из браков 1955 г.—47% их числа
. . . . . .
из браков 1947 г.—1% их числа.

Таким путем мы находим *среднюю взвешенную*, в исчисление которой входят различные числа браков с разными *весами* (в данном случае с коэффициентами 0,16; 0,47; 0,17 и т. д.) [1].

В результате мы получаем:

$$M = 293\,450 \times 0{,}16 + 312\,703 \times 0{,}47 + 314\,453 \times 0{,}17 + 308\,426 \times 0{,}08 + 313\,892 \times 0{,}04 + 319\,651 \times 0{,}03 + 331\,091 \times 0{,}02 + 341\,091 \times 0{,}01 + 370\,769 \times 0{,}01 + 427\,113 \times 0{,}01 = 312\,210.$$

Эта цифра, очень близкая к полученной выше цифре 312 173, приводит к такому же значению a_0.

Фактически метод средней взвешенной применяется во всех тех случаях, когда исчисление коэффициентов плодовитости по очередности рождений невозможно, т. е. по сути дела для исчисления вероятностей иных, нежели a_0.

[1] Тогда как при исчислении средней арифметической каждый из годов имел бы один и тот же вес.

Распределение интервалов очередности рождений, которыми мы располагаем, основывается, как мы уже отмечали, на чехословацкой статистике, относящейся к довоенному периоду, и на обследовании государственных рабочих и служащих во Франции в 1907 г. Мы располагаем, таким образом, пятью вариантами интервалов, которые даны в приложении.

Разумеется, эти варианты не имеют универсального значения [1]. Производя исчисление вероятностей прироста семьи на основе метода средней взвешенной, следует выбирать такой интервал, который в наибольшей степени подходит к типу изучаемой плодовитости. Так, например, промежутки времени между рождениями детей, заимствованные из данных Закарпатской Украины и Словакии и относящиеся приблизительно к 1930 г., хорошо подходят для определения вероятностей увеличения семей довоенной Италии, которая в те годы была еще довольно слабо затронута регулированием рождаемости. Напротив, для современной Италии больше подходят данные по Франции за 1907 г. или же по Богемии за 1930 г.

Во всех случаях принятая норма интервалов будет несколько отклоняться от действительности и определение a_i будет неточным. Однако эти колебания, вызванные применением различных весов (иначе говоря, типов интервалов), никогда не будут иметь существенного значения.

С другой стороны, применение этих коэффициентов имеет своей единственной целью в наибольшей степени свести на нет влияние неравенства числа браков и очередности рождений на числа рождений, чтобы в максимальной мере приблизиться к условиям плодовитости определенного периода. Выявление этих условий как раз и состоит в изменении интервалов между рождениями в браках различных когорт, причем элиминирование структурных влияний никогда не может быть полным и ситуацию данного года всегда приходится оценивать в отношении к некоторой норме, более или менее репрезентативной для среднего уровня изучаемой плодовитости.

Последовательный ход исчислений тот же, что и при определении вероятностей увеличения. Если, например, речь идет об исчислении a_2, необходимо определить среднюю взвешенную рождений вторых детей, сопоставимых с данными о рождении третьих детей. Табл. 19 относится к послевоенной Италии (с 1950 по 1955 г.). При этом мы пользовались коэффициентами по Богемии, которые основаны, между прочим, на предположении, что все рождения третьих детей практически происходят в течение одиннадцати лет, следующих за рождением вторых детей. Табл. 19 подсказывает удобную форму для подобных расчетов.

[1] Это особенно верно в отношении распределения интервалов между заключением брака и первым рождением, так как здесь играет существенную роль зачатие детей до брака. Кроме того, возможность исчисления коэффициентов рождения первенцев встречается довольно часто, вследствие чего становится излишним исчисление a_0 на основе средней взвешенной числа браков. Распределение, которое мы приводим в табл. 18, исчислено на основании данных табл. 17; оно имеет своей единственной целью пояснить наши расчеты.

ТАБЛИЦА 19. ИТАЛИЯ. ИСЧИСЛЕНИЕ a_2 С ПОМОЩЬЮ МЕТОДА СРЕДНЕЙ ВЗВЕШЕННОЙ (веса — на основании данных по Богемии: 2, 21, 28, 17, 11, 7, 4, 4, 2, 2, 1, 1):

Рождения вторых детей		1950 г.	1951 г.	1952 г.	1953 г.	1954 г.	1955 г.
годы	число рождений в тысячах						
1955	222,1						4,4
1954	222,3					4,4	46,7
1953	215,0				4,3	45,2	60,2
1952	213,8			4,3	44,9	59,9	36,3
1951	214,0		4,3	44,9	59,9	36,4	23,5
1950	227,2	4,5	47,7	63,6	38,6	25,0	15,9
1949	223,1	46,9	62,5	37,9	24,5	15,6	8,9
1948	219,2	61,4	37,3	24,1	15,3	8,8	8,8
1947	219,4	37,3	24,1	15,4	8,8	8,8	4,4
1946	251,2	27,6	17,6	10,0	10,0	5,0	5,0
1945	171,6	12,0	6,9	6,9	3,4	3,4	1,7
1944	169,0	6,8	6,8	3,4	3,4	1,7	1,7
1943	174,9	7,0	3,5	3,5	1,7	1,7	
1942	194,8	3,9	3,9	1,9	1,9		
1941	199,0	4,0	2,0	2,0			
1940	227,6	2,3	2,3				
1939	217,9	2,2					
Средняя взвешенная числа рождений вторых детей		215,9	218,9	217,9	216,7	215,9	217,5
Число рождений третьих детей		127,3	123,0	124,0	123,6	128,3	127,0
a_2		0,590	0,562	0,569	0,570	0,594	0,584

Вероятность увеличения семьи за период, больший, чем единица

То, что не приложимо к вероятности увеличения когорт, где, например, не может быть, чтобы число рождений вторых детей было больше, чем рождений первенцев, иногда встречается при расчете вероятностей за определенный период времени: исчисления, базирующиеся на коэффициентах плодовитости по очередности рождений, основанных на средних взвешенных, в некоторых

исключительных случаях приводящие к величине a_i, превышающей единицу.

Этот абсурдный результат нуждается в объяснении. Для этого сосредоточимся на a_0. Приводимый нами пример будет носить совершенно искусственный характер.

Представим себе, что в идеально стабильном населении (в том смысле, как это понимает Лотка (Lotka); см., в частности, стр. 279)

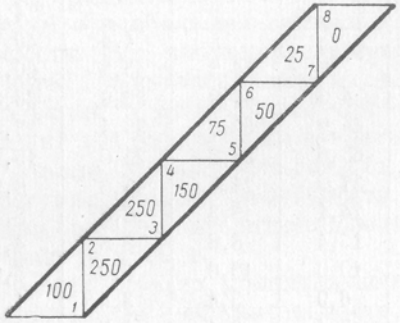

Рис. 63а.

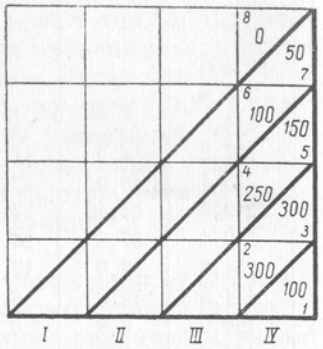

Рис. 63б.

рождения первенцев распределяются по продолжительности брака так, как это указано на рис. 63а (в когорте из 1000 браков), причем ни одно рождение первенца не происходит за пределами 7-го треугольника Лексиса. В этом случае a_0 равно $900‰$.

Рассмотрим теперь пертурбационное влияние (например, войну), в результате которого происходит снижение рождаемости в течение I, II и III гг. (см. рис. 63б).

IV год, наоборот, допустим, характеризуется восстановительным процессом: в треугольниках Лексиса с одинаковыми номерами (и, значит, с одинаковой продолжительностью) плодовитость на рис. 63а будет более высокой, чем на рис. 63б.

Исходя из показателей плодовитости, представленных на рис. 63б, $a_0 = 1250‰$.

В некоторые периоды вследствие откладывания рождений в предшествующие годы наблюдается некоторое скопление рождений нескольких брачных когорт при формировании потомства. Причем, то, что с формальной точки зрения не вполне удовлетворительно, с точки зрения анализа, напротив, имеет свои преимущества. Если a_i приобретает значение, превосходящее единицу, то это служит верным признаком восстановительного процесса в рождаемости (который иногда сопровождается, а иногда не сопровождается длительным повышением плодовитости). Шансы на то, что a_i превысит единицу, тем выше, чем ближе к единице рассматриваемая вероятность при отсутствии, всяких потрясений.

Поэтому превышение единицы обычно имеет место у a_0 и еще чаще у a_1[1]. (Так, например, во Франции в 1946 г.; см. табл. 20.)

Конечно, восстановительный процесс или повышение плодовитости могут происходить и без того, чтобы a_i превысило единицу, но в подобных случаях трудно судить о характере этого явления. Сопоставление со стабильным состоянием, если таковое существует, может помочь оценить повышение плодовитости, так же как оно может указать и на снижение плодовитости. Так, например, в нашем искусственном примере все $a_0 > 900$ на 1000; это признак *повышения* (хотя бы и временного) плодовитости; напротив, все $a_0 < 900$ на 1000 — это признак *снижения*.

Вероятности увеличения семьи как инструмент анализа

Рассмотрим на примере табл. 20 и рис. 64а и 64б [2], к какому виду анализа ведет применение показателей вероятности увеличения за определенный период.

По статистическим основаниям показатели вероятности соотнесены с очередностью рождений, определяемой числом детей, уже рожденных той же матерью [3].

Оставим пока в стороне точки, отражающие ситуацию в 1911—1913 гг.

Отметим прежде всего общие черты различных кривых: это результаты больших экономических и политических событий, пережитых страною.

Так, например, вскоре вслед за 1930 г.— общее снижение вероятности увеличения, за которым следует некоторый подъем, до 1939 г.: это результат экономического кризиса и последовавшего за ним восстановления.

В 1940 г. (в некоторых случаях в 1941 г.) очень значительное снижение плодовитости в семьях, имеющих 0, одного или двоих детей, и, напротив, повышение плодовитости в более многодетных семьях. Это своеобразное явление находится в связи с особенностями законов о призыве в армию: отцы, имевшие 6 детей и более,

---

[1] Однако имеется возможность исчислить a_i, которые не будут превышать единицу, вводя частные плодовитости по порядку рождений. Пользуясь различными частотами q_0, q_1, q_2, ... по отношению к порядковому номеру i, мы получаем формулу

$$a_i = 1 - (1 - q_0) \cdot (1 - q_1) \cdot (1 - q_2) \ldots$$

Однако ввиду того что обычно невозможно исчислить эти величины, практически приходится пользоваться тем способом определения a_i, который описан в тексте.

[2] Эта таблица и этот рисунок заимствованы из статьи L. Henry. Mise au point sur la natalité française. Population, № 2, avril — juin 1954.

[3] Разрыв в кривых от 1913 до 1929 г. является результатом отсутствия статистических данных о рождаемости по очередности рождений за 1914—1919 и за 1922—1924 гг.

вообще не подлежали призыву, а в конце 1939 г. отцы, имевшие 4 или 5 детей, были возвращены из армии к семейному очагу; это дало дополнительный стимул к рождению детей в семьях, имевших 5, 4 и 3 детей, и к повышению в 1940 г. a_3, a_4, a_5 (и даже a_6).

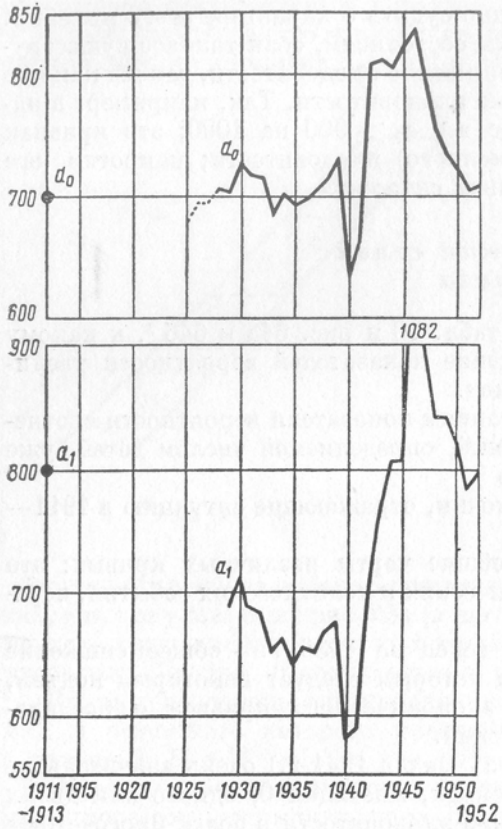

Рис. 64а. Вероятность увеличения населения Франции.

Окончание войны в 1945 г. повлекло за собою восстановление рождаемости, особенно заметное в семьях с 1, 2 и 3 детьми.

Наряду с общими тенденциями каждая из вероятностей характеризуется своей, только ей присущей, эволюцией.

a_0 во Франции по существу стабильно (если исключить периоды действия пертурбационных факторов). Так, например, перед войной эта вероятность находилась на том же среднем уровне, как и в 1911—1913 гг., и к 1950 г., после восстановительного процесса, происшедшего непосредственно вслед за войной, она снова приблизительно достигла прежнего уровня. Поскольку дополнение до единицы служит измерителем удельного веса женщин (или семейных пар, в зависимости от рода привлекаемых статистических данных), не имеющих ни одного ребенка, постольку и неизменность a_0 отражает стабильность во времени удельного веса бесплодных женщин или семейных пар (в результате природного бесплодия или добровольного отказа от деторождения). Эта стабильность ясно показывает, что меры по поощрению рождаемости, предпринятые во Франции после 1940 г., не затронули бесплодия тех супружеских пар, которые применяли контрацепцию [1].

a_1, a_2 и a_3 после 1950 г. вновь достигают уровня 1911—1913 гг.; эти показатели заметно превышают тот уровень, на котором они

[1] Для получения полного подтверждения сказанного следовало бы обратиться к последним данным статистики семей.

находились в период, непосредственно предшествовавший войне. Это особенно касается a_1. Влияние французского законодательства о семье на рождаемость, по-видимому, проявилось только в семьях, имевших 1,2 или 3 детей; такие семьи чаще переходили к бóльшему числу детей.

a_4, a_5, a_6, если исключить влияние войн и экономических кризисов, являются почти стабильными с начала века. Таким образом, до 1952 г. политика поощрения рождаемости не увеличила плодовитости семей, которые и ранее были многочисленными [1].

Вместе с этим очень выразительным описанием плодовитости семей показатели вероятности увеличения имеют еще одно не менее значительное преимущество: они очень чутко реагируют на различные пертурбационные факторы плодовитости, причем их действие проявляется в такие короткие промежутки времени, которые только возможны при наличии действия пертурбационных причин. Эти показатели особенно пригодны для изучения плодовитости данного момента, которое становится затруднительным в результате длительных и стойких ситуаций, влиявших в прошлом на плодовитость браков.

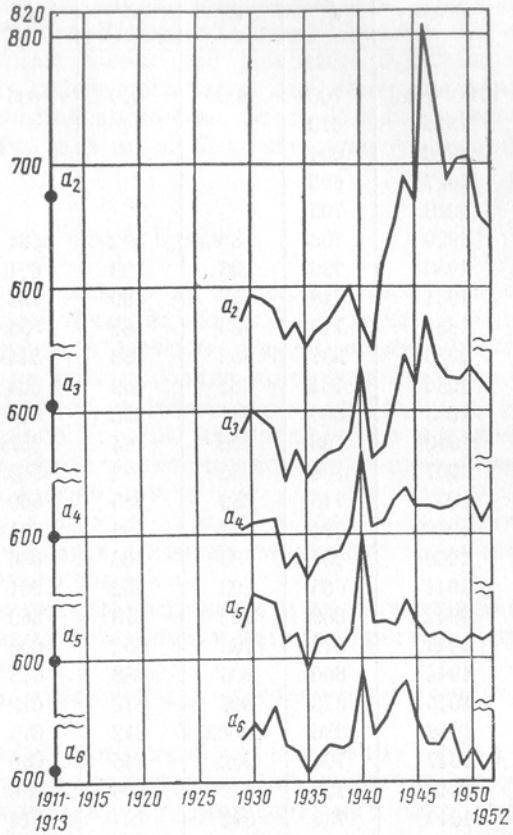

Рис. 64б. Вероятность увеличения населения Франции.

Объяснение этой чувствительности связано с тем фактом, что a_i связаны с плодовитостью браков порядковым номером родившихся детей. Если начинают действовать пертурбационные факторы, неблагоприятно влияющие на плодовитость, то они могут

[1] Необходимо, однако, заметить, что по мере того, как все большее число женщин (по удельному весу) имеют 4 детей (в результате увеличения a_1, a_2 и a_3, несмотря на устойчивость a_4, a_5 и a_6), происходит повышение частоты семей, имеющих не менее 5, 6 и 7 детей и более (на 1000 семей).

ТАБЛИЦА 20. ФРАНЦИЯ. ВЕРОЯТНОСТИ УВЕЛИЧЕНИЯ a_i

(очередность рождения определяется числом i, т. е. числом детей, уже родившихся от данной матери)

Годы	a_0 ‰	a_1 ‰	a_2 ‰	a_3 ‰	a_4 ‰	a_5 ‰	a_6 ‰
1911—1913	700	800	670	605	600	600	610
1925	679						
1926	694						
1927	695						
1928	705						
1929	703	685	572	581	604	625	630
1930	726	708	593	601	609	651	648
1931	718	687	590	594	611	646	641
1932	715	683	582	586	612	643	661
1933	687	652	558	544	573	612	628
1934	701	661	569	568	584	619	624
1935	695	641	552	545	563	592	607
1936	698	656	564	557	580	615	620
1937	706	652	572	565	584	618	629
1938	715	669	585	569	585	606	627
1939	731	677	598	581	605	621	630
1940	634	583	568	636	666	702	690
1941	665	593	552	561	606	628	639
1942	808	702	618	569	609	628	650
1943	812	768	652	606	628	626	671
1944	806	806	688	645	637	645	681
1945	823	807	672	619	621	626	648
1946	836	(1 082)	812	675	622	616	629
1947	794	902	745	640	620	619	630
1948	755	842	688	626	622	614	645
1949	734	842	704	624	627	611	614
1950	721	823	706	634	630	618	625
1951	707	785	658	624	609	614	609
1952	711	797	648	614	626	619	624

по-разному влиять на различные семейные пары в зависимости от уже достигнутых размеров семьи. Реакция, которую могут отразить показатели, связанные с возрастом женщин или с продолжительностью их пребывания в браке, может получить более точное выражение в плодовитости семей различного размера. Это «расщепление» в зависимости от уже достигнутого числа детей является лучшим способом анализа показателей в населении с широким распространением регулирования рождаемости, когда плодовитость одновременно является результатом как числа уже

родившихся детей, так и желаемого, или по меньшей мере предполагаемого a priori размера семьи.

Воздействие пертурбационных факторов по сравнению с другими показателями быстрее всего сглаживается на a_i. Это зависит от того, что откладывание рождений, вызванное пертурбационными факторами, чаще всего приводит к одному (реже к двум) отсроченному рождению; как только это рождение произошло, обычно по истечении очень небольшого числа лет, семейные пары вновь обретают психологическое состояние, очень близкое к тому, которое они переживали бы, если бы не было этого пертурбационного воздействия.

Среднее число детей на один брак

В целях ясности будем исходить из предположения, что a_i исчислено на основании статистических данных, в которых очередность рождения определяется в *течение существующего брака*.

Мы уже видели, что при этих условиях a_0 представляет пропорцию браков, приносящих по меньшей мере 1 ребенка; $a_0 \times a_1$ представляет пропорцию браков, приносящих по меньшей мере 2 детей; $a_0 \times a_1 \times a_2$ представляет пропорцию браков, приносящих по меньшей мере 3 детей, и т. д.

В конечном счете $a_0 + a_0 \times a_1 + a_0 \times a_1 \times a_2 + \ldots$ дают *среднее число* детей на один брак в условиях плодовитости определенного периода, измеряемого рядом a_i.

Этот синтетический показатель плодовитости характеризуется конкретным смыслом и исключительной чувствительностью. Это связано с двумя факторами:

1) с чувствительностью, присущей a_i, о которой мы только что говорили;

2) с самим способом комбинирования a_i для получения среднего числа детей. Таким образом, в этой комбинации участвуют коэффициенты $a_0 \times a_1 \times a_2$. Если каждое a_i уменьшить на 10% за год, то по сравнению с предыдущим годом

a_0 становится равным 0,9 a_0;

a_1 становится равным 0,9 a_1;

a_2 становится равным 0,9 a_2.

Отсюда $a_0 \times a_1 \times a_2$ становится равным $0{,}9 \times 0{,}9 \times 0{,}9\ a_0 \times a_1 \times a_2 = 0{,}729\ a_0 \times a_1 \times a_2$.

Величина этого коэффициента понижается приблизительно на 30% по сравнению с предшествующим годом.

Менее инертное, чем среднее число детей, исчисленное исходя из коэффициентов плодовитости по продолжительности брака, среднее число детей, исчисленное на основе a_i, почти мгновенно дает картину того, как влияет то или иное изменение (преходящее или более стойкое) в поведении родителей на размер потомства.

В этом аспекте очень поучительно сравнение величин двух показателей по Италии, относящихся к 1935 и к 1951 гг. (см. рис. 65) [1]. Влияние войны с Абиссинией (1936 г.), последовавшее вслед за ней восстановление рождаемости, падение рождаемости в годы второй мировой войны, восстановительный процесс в 1946 г. и, наконец, депрессия в 1951 г.— все эти изменения на одной из кривых (e_p) выражены значительно ярче, чем на другой.

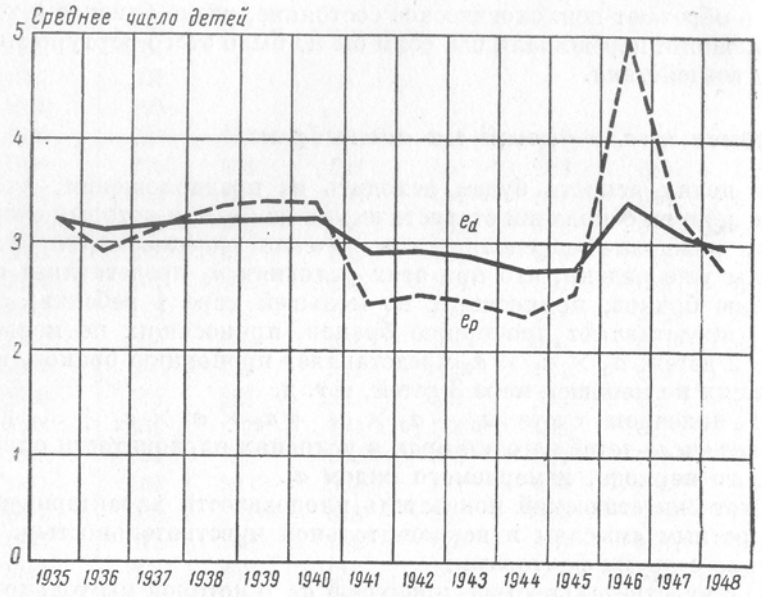

Рис. 65. Италия. Среднее число живорожденных на один брак.

Мы уже убедились при изображении вероятностей увеличения семьи, что значение a_i в какой-либо когорте позволяет получить распределение по числу живых рождений.

Та же самая арифметическая обработка вероятности увеличения семьи за определенный период позволяет к синтетическому показателю среднего числа детей на один брак добавить распределение браков по числу живых рождений.

Напомним этот способ исчисления:

1) a_0 дает удельный вес браков, которые приводят по меньшей мере к одному рождению;

2) $a_0 \times a_1$ дает удельный вес браков, которые приводят по меньшей мере к двум рождениям;

[1] e_d — это среднее число детей, исчисленное на основании коэффициентов плодовитости по продолжительности брака; e_p — среднее число детей, исчисленное исходя из показателей вероятности увеличения семьи.

3) $a_0 \times a_1 \times a_2$ дает удельный вес браков, которые приводят по меньшей мере к трем рождениям, и т. д.

Путем последовательных вычитаний мы получаем:

1— a_0 дает удельный вес браков, которые приводят *точно* к 0 детей.

$a_0 - a_0a_1$ дает удельный вес браков, которые приводят *точно* к 1 ребенку.

$a_0a_1 - a_0a_1a_2$ представляет пропорцию браков, которые приводят *точно* к 2 детям, и т. д.

В ряде вероятностей увеличения семьи в табл. 21, в котором очередность рождений определяется по числу детей, рожденных

ТАБЛИЦА 21. **ФРАНЦИЯ. 1952 Г. ВЕРОЯТНОСТИ УВЕЛИЧЕНИЯ СЕМЬИ ЗА УКАЗАННЫЙ ПЕРИОД** (‰) (очередность рождений определяется по числу детей, рожденных от действующих браков)

a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7
755	733	652	620	629	625	621	597

от действующих браков, мы находим, что во Франции на 1000 браков в условиях 1952 г. $1000-755=245$ семей вообще не имели рождений, $1000\ (0{,}755-0{,}755 \times 0{,}733)=202$ семьи имели *точно* по одному рождению, $1000\ (0{,}755 \times 0{,}733-0{,}755 \times 0{,}733 \times 0{,}652)=192$ семьи имели *точно* по два рождения и т. д.

Сопоставление распределения различных размеров семьи за разные периоды приводит к интересному анализу. В табл. 22 дано такое распределение для Франции на три даты: 1910, 1935 и 1952 гг.

ТАБЛИЦА 22. **ФРАНЦИЯ. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ 1000 БРАКОВ ПО ЧИСЛУ ЖИВЫХ РОЖДЕНИЙ НА ОСНОВАНИИ ВЕРОЯТНОСТИ УВЕЛИЧЕНИЯ СЕМЬИ ЗА ДАННЫЙ ПЕРИОД**

Годы	Число живорожденных								Среднее число детей на один брак
	0	1	2	3	4	5	6	7 и больше	
1910	255	175	190	150	95	55	30	50	2 240
1935	210	350	190	105	65	30	20	35	1 855
1952	245	202	192	137	83	53	33	55	2 232

Рис. 66, иллюстрирующий эту таблицу, ясно показывает, что после 1935 г., когда резко выделялось число семей с одним ребен-

ком, распределение заметно изменилось в пользу повышения удельного веса семей с двумя, тремя и большим числом детей.

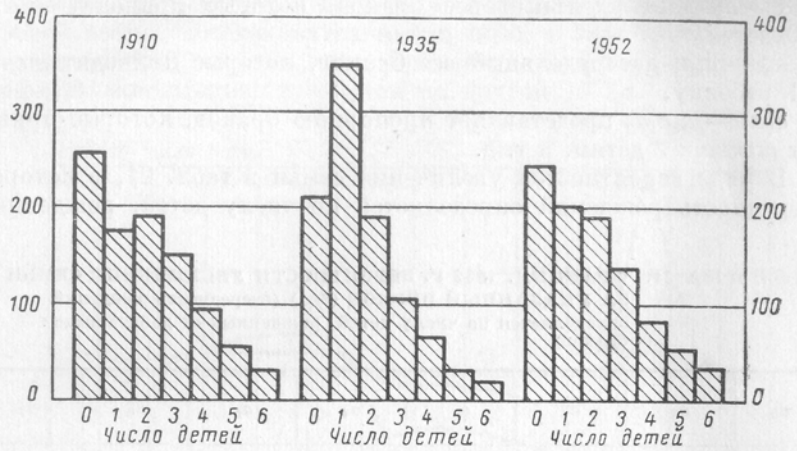

Рис. 66. Франция. Распределение 1000 браков по числу живорожденных.

Г. СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ СЕМЬИ

Несколько уточнений терминологии

Семья понимается здесь в очень узком и специфическом смысле: речь идет об отце, о матери и детях, родившихся живыми (в некоторых случаях включаются и мертворожденные). Такое узкое определение семьи более всего подходит для изучения брачной плодовитости. Именно такое определение семьи мы имели в виду каждый раз, когда интересовались потомством различных когорт.

Важно установить четкое разграничение между этим узким понятием и тем обычным понятием «семья», которым пользуются при переписях народонаселения. В последнем случае обычно имеется в виду число живых детей, не достигших того или иного возраста (14, 16, 18 лет или 21 года), одной семейной пары, либо одной женщины-вдовы, либо одного мужчины-вдовца, либо разведенных супругов.

Наконец, представляется целесообразным дать специальное название таким семьям (родители — дети), где число детей является результатом брака, не расторгнутого до тех пор, пока женщина не достигает предельного возраста способности к деторождению, т. е. практически 50 лет (иногда можно ограничиться и 45 годами). Такие семьи называют *полными* (или завершенными).

Семью, в которой брачный союз между мужчиной и женщиной распался (в результате вдовства или развода) до достижения

женой возраста 50 лет, следует рассматривать как неполную семью, так как она не могла подвергаться статистическому наблюдению до того момента, когда жена достигла 50 лет, или потому, что ей не было 50 лет к моменту обследования семьи, или потому, что она вышла из сферы наблюдения до достижения этого возраста (случай, когда история семьи восстанавливается на основе данных о регистрации), что в обоих случаях не исключает возможности для данной семьи сделаться полной.

Семья — комплексная статистическая единица

При статистическом изучении семьи чаще всего задача состояла в том, чтобы проследить из года в год число родившихся (живыми) детей в разные годы (см., например, табл. 8). Прослеживалось такое формирование потомства по очередности рождений (см., например, табл. 13). В большинстве случаев это наблюдение велось на основе текущей статистики населения. При этом описании всегда входят оставшиеся неполными (в результате вдовства или развода) семьи, которые смешиваются с семьями, еще находящимися в процессе формирования. С точки зрения статистического наблюдения семей наибольшая однородность их достигается приблизительно после 25 лет пребывания в браке.

Когда мы опрашиваем (например, при проведении переписи) женщин, еще состоящих в браке, об окончании периода их плодовитости, то мы получаем совокупность полных семей в рассматриваемой когорте. Сведения, которые мы стремимся получить при опросе, лишь в редких случаях позволяют получить что-либо другое кроме классификации семей по размерам (см., например, табл. 14).

Как в одном, так и в другом случае материалы о семье (в статистическом смысле) прежде всего служат основанием для описания плодовитости. Семья же как комплексная статистическая единица обычно не становится объектом систематического изучения.

Такая статистическая единица определяется датами рождения обоих супругов, датой их вступления в брак, датами рождения детей [1]. Из этой совокупности информации вытекает, в частности, знание размера семьи (определяемого числом рождений), промежутков времени между вступлением в брак и рождением первого ребенка и промежутков времени между последующими рождениями детей.

При наличии этого типа данных возникает ряд новых проблем; параллельно возникают оригинальные и в высшей степени интересные результаты. Примечательный факт: демографический анализ в данном случае в состоянии ответить на неразрешенные

[1] Родившихся живыми, но иногда и мертворожденных. Может быть, представляет интерес добавить к этим данным сведения о смертях детей в раннем возрасте.

вопросы, относящиеся к биометрии человеческой плодовитости, вопросы, которые раньше рассматривались и до сих пор рассматриваются многими исключительно как компетенция биолога [1].

Статистический материал

Можно хорошо изучить промежутки времени между рождениями детей исходя из соответствующих статистических данных текущей статистики населения. Именно так поступал Луи Анри на основании довоенной чехословацкой статистики. Однако собирание необходимой информации связано с большими трудностями, причем практически невозможно проводить разграничение между неполными семьями и семьями, еще находящимися в стадии формирования.

Материалы переписи более пригодны для статистического описания истории полных семей. Однако применение во время переписи опроса всей совокупности семей, включая те, в которых жена недавно вышла из детородного периода, может оказаться работой чрезмерно сложной, дорогой и требующей для своего осуществления особо благоприятных условий. Так, например, в масштабах такой страны, как Франция, число женщин, подлежащих указанному опросу, превышает миллион человек (чтобы охватить, например, 5 возрастных классов). В подобных случаях обычно предпочитают произвести выборочный опрос ограниченного числа женщин (50 000 женщин при переписи 1954 г.); при этом можно надеяться получить достаточную репрезентативность и собрать информацию высокого качества.

Совершенно не обязательно, конечно, чтобы такие обследования непременно были связаны с проведением переписи. Выборочные обследования могут с успехом проводиться и в тех странах, где невозможно провести полную перепись, например в некоторых слаборазвитых странах. Границами таких обследований, естественно, служат трудности, которые испытывают опрашиваемые лица, когда они должны давать точные и полные ответы на особо детализированные вопросы.

Ретроспективная форма обследования основана на восстановлении истории семей на базе актов регистрации гражданского состояния: так, например, для Франции такое восстановление истории семей производится на основании приходских записей о крещениях, о заключении браков и о погребениях (до французской революции 1789 г.). Огромное количество труда, которое требуется для подобных обследований, а также узкие пределы, которыми они ограничены (обычно обследования охватывают один приход), лимитируют размеры выборки и требуют некоторых

[1] Методы исследования, которыми мы пользуемся, и результаты, о которых мы упоминаем, основываются главным образом на исследованиях населения прежних веков, опубликованных в Cahier de Travaux et Document de l'I.N.E.D.

статистических предосторожностей при пользовании такими данными.

Зато качество таких данных обычно бывает очень высоким как по точности, так и по полноте и богатству сведений.

Изучаемое население

Скудность сведений о семье в развитых странах и их относительное изобилие для населения слаборазвитых стран и особенно для населения прежних времен привели к тому, что большинство исследований о семье относилось к указанным категориям населения.

Те же самые обстоятельства привели к тому, что предпринимавшиеся статистические исследования семьи освещали главным образом различные аспекты плодовитости в условиях, когда рождаемость не регулируется, и в некоторых случаях проливали свет на первые проявления добровольного ограничения размера семьи.

Вот почему мы приведем важнейшие достигнутые результаты в основном на базе исследования населения прежнего времени.

Промежутки времени между заключением брака и рождением первого ребенка

Этот вопрос занимает в некотором роде привилегированное положение, так как изучение его позволяет получить некоторые биологические характеристики плодовитости.

Заметим, что, рассматривая совокупность рождений, наступивших менее чем через восемь полных месяцев после заключения брака, можно определить удельный вес брачных зачатий в изучаемом населении. Это замечание относится ко всем режимам плодовитости: как с добровольным ограничением рождаемости, так и без ограничения рождаемости. Однако граница во времени является не вполне точной. Поэтому, принимая разрыв между заключением брака и рождением первого ребенка равным 8 месяцам, мы можем иногда относить к числу добрачных зачатий те послебрачные зачатия, которые сопровождались преждевременными родами, и вследствие этого к числу добрачных зачатий относить некоторые зачатия, фактически наступившие очень скоро после вступления в брак.

Чтобы правильно вести исследование промежутка времени между вступлением в брак и рождением первого ребенка (этот промежуток времени иногда называют «протогенетическим интервалом»), наблюдение должно производиться над совокупностью женщин достаточно долго для обеспечения возможности выявления всех вариантов продолжительности этого промежутка времени.

Недостаточная продолжительнъсть наблюдений (например, 2 или 3 года) фактически приводит к некоторому отбору в пользу небольших промежутков времени, так как более длительные про-

межутки времени в этом случае не могут быть представлены. Следует считать, что период наблюдений должен составлять по меньшей мере пять лет [1].

Ограничимся рассмотрением совокупности женщин, относительно которых можно с уверенностью предполагать, что все они практически зачали уже после вступления в брак (их роды произошли через 8 месяцев после брака или еще позже). Чтобы отвлечься от некоторых специфических моментов, к которым мы еще вернемся в дальнейшем, предположим, что наши наблюдения относятся к женщинам в возрасте от 20 до 30 лет, недавно вступившим в брак.

Некоторые из этих женщин от природы бесплодны и по этой причине никогда не будут иметь детей [2]. Мы исключаем этих женщин, оставляя для наблюдения лишь женщин, которые произвели на свет хотя бы одного ребенка [3] (это служит дополнительным доводом за то, чтобы наблюдение над женщинами проводилось в течение достаточно длительного промежутка времени).

Вследствие вариаций в продолжительности периода беременности нет полного соответствия между распределением зачатий по промежуткам времени, протекшим с момента заключения брака, и распределением рождений по промежуткам времени, протекшим с момента заключения брака, за вычетом девяти месяцев. Следует пренебречь этими небольшими расхождениями.

Итак, мы преобразуем наши статистические данные о распределении первых рождений по промежуткам времени, протекшим после заключения брака, в статистику зачатий группы плодовитых женщин по промежуткам времени, протекшим после заключения брака.

Оплодотворяемость

Если иметь в виду супружеские пары, не ограничивающие рождаемость, то удельный вес зачатий, непосредственно следующих за первой овуляцией, т. е. зачатий, которые произошли в течение первого периода менструального цикла [4], зависит от физиологических возможностей.

[1] Что касается населения, практикующего регулирование рождаемости, то здесь наблюдение должно быть еще значительно более продолжительным, так как в этих случаях даже после 10 лет пребывания в браке число первых рождений еще сохраняет интерес для статистики (см. табл. 13).

[2] Или по меньшей мере входят в состав бесплодной пары, так как бесплодие может зависеть или от мужа, или от жены, или от несоответствия (отсутствие адаптации) друг другу обоих супругов.

[3] Вполне понятно, что мы рассматриваем здесь только те супружеские пары, которые не ограничивают рождаемость; в противном случае было бы невозможно статистически разграничить добровольный отказ от рождаемости и природное бесплодие. Поскольку мы здесь судим о способности женщины к зачатию, можно включить в расчет также и мертворожденных.

[4] В среднем в течение первых 28 дней после заключения брака.

Шансы на такое зачатие, несомненно, зависят также от большей или меньшей частоты половых сношений [1], хотя мы и не можем утверждать, что очень частые сношения благоприятствуют зачатию. Однако невозможно изолировать действие фактора частоты сношений от физиологического фактора в собственном смысле этого слова у тех супружеских пар, которые не применяют противозачаточных средств.

У таких пар установление нормальных половых сношений не дает гарантии, что женщина будет оплодотворена при ближайшей овуляции. В свете имеющихся статистических данных известно, что среди супружеских пар, не пользующихся противозачаточными средствами, только очень незначительная доля женщин бывает оплодотворена после каждой овуляции. Этот процент оплодотворенных женщин, дающих статистическое измерение вероятности зачатия для женщин данной группы при каждом менструальном цикле, получил название «оплодотворяемости» (fécondabilité).

В этом определении уже заключается указание на способ исчисления оплодотворяемости: он состоит в соотношении между численностью женщин, оплодотворенных по истечении менструального цикла (периода, в течение которого должна происходить овуляция), и численностью замужних женщин, еще не оплодотворенных к началу этого периода.

ТАБЛИЦА 23. **ПЕРВЫЕ ЗАЧАТИЯ В ГРУППЕ МОЛОДЫХ ПЛОДОВИТЫХ ЗАМУЖНИХ ЖЕНЩИН** (противозачаточные средства не применяются)

	Промежуток времени в полных месяцах							
	0	1	2	3	4	5	6	7
Число зачатий за период	1 343	1 053	756	580	448	348	272	218
Число женщин, еще не зачавших к началу соответствующего периода	6 552	5 209	4 156	3 400	2 820	2 372	2 024	1 752

Продолжение

	Промежуток времени в полных месяцах							
	8	9	10	11	12	13	14	15
Число зачатий за период	188	161	128	108	105	97	87	66
Число женщин, еще не зачавших к началу соответствующего периода	1 534	1 346	1 185	1 057	949	844	747	660

[1] Даже и при отсутствии желания регулировать их с целью избежать зачатия.

Фактически продолжительность этого цикла у различных женщин варьирует. Наиболее частая продолжительность, равная 28 дням, плохо согласуется со статистическими данными, в которых время обычно измеряется месяцами. Практически часто приходится сопоставлять число зачатий за месяц с общим числом замужних женщин, еще не оплодотворенных к началу месяца. Такой упрощенный способ сопоставления, естественно, влечет за собой некоторые неточности в статистическом измерении оплодотворяемости.

На основании данных табл. 23, базирующихся на материалах П. Венсана, заимствованных из картотеки семей — кандидатов на приз Коньяка (семьи, в которых матери произвели на свет по меньшей мере 9 детей, доживших до момента присуждения приза), оплодотворяемость, измеряемая числом зачатий в течение первого месяца после заключения брака, равна:

$$f_1 = \frac{1343}{6552} = 20{,}5 \text{ на } 100.$$

Таким образом, приблизительно $^1/_5$ часть всех наблюдаемых женщин была оплодотворена в течение первой овуляции.

Повторим это исчисление в отношении остальных женщин. К концу второго периода овуляции мы находим:

$$f_2 = \frac{1053}{5209} = 20{,}2 \text{ на } 100.$$

Этот результат, как мы видим, очень близок к первому.

Далее следует:

$f_3 = 18{,}2$ на 100	$f_8 = 12{,}4$ на 100	$f_{13} = 11{,}1$ на 100
$f_4 = 17{,}1$	$f_9 = 12{,}3$	$f_{14} = 11{,}5$
$f_5 = 15{,}9$	$f_{10} = 12{,}9$	$f_{15} = 11{,}6$
$f_6 = 14{,}7$	$f_{11} = 10{,}8$	$f_{16} = 10{,}0$
$f_7 = 13{,}4$	$f_{12} = 10{,}2$	

Как видно из цифр этого ряда, происходит непрерывное снижение оплодотворяемости женщин, оставшихся неоплодотворенными; по истечении 15-го месяца процент оплодотворяемости составляет только 10 на 100.

Фактически это снижение процента зачатий связано также с различиями в способности к зачатию у отдельных лиц. Женщины с наиболее высокой оплодотворяемостью более подвержены зачатию и поэтому раньше выходят из сферы наблюдения; иначе говоря, происходит усиливающийся с каждым месяцем отбор в пользу наименее плодовитых женщин. Это нетрудно увидеть на очень элементарной схеме.

Представим себе группу из 1000 новобрачных женщин, из которых 500 имеют способность к оплодотворению, равную $f_1 = 0{,}30$, и другие 500 — способность к оплодотворению, равную $f_2 = 0{,}10$.

Приведем таблицу зачатий по этим двум группам.

ТАБЛИЦА 24. ПЕРВЫЕ ЗАЧАТИЯ У ГРУПП ЖЕНЩИН

Промежутки времени в истекших полных месяцах	Группа 1 ($f_1 = 0{,}30$)		Группа 2 ($f_2 = 0{,}10$)		Итого		Средний показатель оплодотворяемости
	число незачавших женщин *	число зачатий	число незачавших женщин *	число зачатий	число незачавших женщин *	число зачатий	
0	500	150	500	50	1 000	200	0,20
1	350	105	450	45	800	150	0,188
2	245	74	405	41	650	115	0,177
3	171	51	364	36	535	87	0,163

* Имеются в виду женщины, не зачавшие к началу данного периода.

В силу отбора оплодотворяемость всей совокупности (1000 женщин) снижается в течение трех месяцев с 20 до 16,3%.

При этом мы можем различить степень естественной плодовитости женщин; показатели оплодотворяемости должны варьировать по меньшей мере от 10 на 100 до 30 на 100. Случай бесплодия женщин, естественно, соответствует нулевому показателю оплодотворяемости.

Однако эти сведения, какими бы ценными они ни были сами по себе, остаются все же весьма суммарными. Такие сведения могут быть получены только в отношении населения, не применяющего контрацепции, и только исходя из изучения рождаемости первенцев. В результате этого последнего ограничения невозможно изучать влияние возраста на плодовитость.

Плодовитость наиболее молодых женщин

Изучение промежутков времени между рождениями детей дает возможность выявить пониженную плодовитость всех молодых женщин.

Эта пониженная плодовитость замечается иногда при рассмотрении коэффициента плодовитости женщин в возрасте 15—19 лет или же «меньше 20 лет». Однако для этой группы, в которую входят все молодые женщины, недавно вступившие в брак, должен существовать нейтральный период продолжительностью в 9 меся-

цев (во всяком случае это относится ко всем женщинам, за исключением тех, у которых зачатие произошло до брака), и это обстоятельство при прочих равных условиях несколько снижает плодовитость этой группы по сравнению с группами женщин более старших возрастов [1].

Именно при сопоставлении промежутков времени между вступлением в брак и первым рождением по разным возрастным группам женщин становится очевидной и бесспорной пониженная оплодотворяемость наиболее молодой группы женщин, вступивших в брак [2]. Отметим еще, что указанный метод сопоставления может применяться и при очень ограниченном числе наблюдений.

ТАБЛИЦА 25. ПРОМЕЖУТОК ВРЕМЕНИ МЕЖДУ ВСТУПЛЕНИЕМ В БРАК И ПЕРВЫМ РОЖДЕНИЕМ

Промежуток времени	Буржуазия г. Женевы			Крюлэ		
	Возраст вступления в брак			Возраст вступления в брак		
	Менее 17 лет	17—18 лет	19—24 года	16—17 лет	18—19 лет	20—29 лет
Менее 12 месяцев . . .	4	10	51	0	4	32
12 месяцев и более . .	26	24	58	6	7	42
Итого . . .	30	34	109	6	11	74

В табл. 25 мы объединили наблюдения, сгруппированные по возрастам вступления в брак и классифицированные по срокам первых рождений (возникающих в результате брачных зачатий); рождения разбиты на две группы: происшедшие менее чем через 12 месяцев после заключения брака и более чем через 12 месяцев.

[1] Может возникнуть мысль об исчислении показателя оплодотворяемости, но удельный вес женщин, которые вступают в брак очень молодыми, незначителен; кроме того, наблюдаемые совокупности женщин в подобных случаях обычно очень малочисленны.

[2] Такое же явление наблюдается в других возрастных группах, например, в группе 20—24 лет, в отношении женщин, впервые вступивших в брак в этом возрасте. Но в этом случае значение этого явления относительно невелико, так как эти женщины, недавно попавшие в сферу наблюдения, существуют одновременно с замужними женщинами из предыдущей группы; для которых этого явления не существует. И, наконец, в совокупности женщин, недавно вступивших в брак, нейтральный период в девять месяцев имеет сравнительно меньшее значение, так как средняя продолжительность их пребывания в группе 20—24 лет более значительна, чем продолжительность их прошлого пребывания в группе 15—19 лет.

Почти во всех случаях выявляется заметное различие [1] в том смысле, что у более молодых женщин наблюдается меньшая плодовитость. Это явление известно под названием «бесплодия незрелых женщин» (stérilité des adolescents) [2].

Промежутки времени между рождениями детей

В данном разделе идет речь о промежутках времени между последовательными рождениями детей или между последовательными родами.

Среди населения, не ограничивающего рождаемость, в частности населения прежних времен, в отношении которого мы располагаем сведениями, промежутки времени между рождениями детей, несомненно, более продолжительны, чем промежутки времени между вступлением в брак и рождением первого ребенка.

Так, например, цифры, относящиеся к французам в Канаде начала XVIII в., проливают свет на соотношение этих величин: в то время как промежуток времени между вступлением в брак и рождением первого ребенка в среднем равен 17,3 месяца, интервалы между рождениями последующих детей варьируют в зависимости от очередности рождений от 21,1 до 26,0 месяцев. Если ограничиться только сравнением промежутка времени между вступлением в брак и первыми родами и интервала между первыми и вторыми родами, то по группе из 81 женщины, проживавшей в Крюлэ (приход в Нормандии), вступивших в брак в возрасте 20—29 лет и не менее двух раз переживших роды, мы констатируем:

первый промежуток времени —16,2 месяца;
второй промежуток времени —26,5 месяца.

Этот факт наблюдается постоянно: в то время как средний интервал между вступлением в брак и рождением первого ребенка колеблется между 15 и 17 месяцами, промежутки времени между последующими рождениями детей всегда превосходят 20 месяцев.

Среди различных объяснений этой разницы в промежутках времени наиболее правдоподобным является то, которое связывает временную неспособность к зачатию с кормлением грудью. В этом причина того, что промежуток времени между рождениями двух детей бывает выше среднего, если предыдущий ребенок выжил и мать кормит его грудью [3]. Например, среди французов в Канаде

[1] Чтобы определить этот факт, принимая во внимание незначительное количество женщин, по которым в данном случае проводится наблюдение, следует прибегнуть к тестам, теория которых базируется на математической статистике.

[2] Однако остается неизвестным, имеет ли здесь место бесплодие или только пониженная плодовитость.

[3] Фактически эта корреляция между прекращением кормления грудью и отсрочкой следующего зачатия является спорной. Так, например, можно предполагать, что зачатие последующего ребенка в период кормления грудью предыдущего повышает шансы ребенка умереть.

Запрет половых сношений в период кормления грудью, который наблюдается в некоторых странах, может иметь значение лишь в тех случаях,

средний промежуток времени между рождениями детей колеблется в следующих пределах: 25,0 месяцев, если ребенок, родившийся в начале интервала, жил в течение года и более; 23,5 месяца, если ребенок, родившийся в начале интервала, жил от 7 до 12 месяцев, и только 18,8 месяца, если ребенок жил от 0 до 6 месяцев.

Именно это временное бесплодие является помехой, которая мешает более точному измерению способности женщин к зачатию по менструальным циклам (оплодотворяемости женщин).

Сравнение промежутков времени между рождениями детей

Если приведенные подсчеты, хотя бы и носящие суммарный характер, достаточны для того, чтобы дифференцировать интервалы между рождениями детей, то сравнение этих промежутков времени между собой значительно более тонкая задача.

Чтобы точно и конкретно указать на природу возникающих в данном случае трудностей и возможных ошибок, нам представляется наиболее целесообразным вести рассуждение на основе модели, хотя и очень схематичной, но проливающей свет на некоторые существенные особенности подобного анализа.

Представим себе группу из 100 замужних и плодовитых женщин, не применяющих ограничения рождаемости, у которых оплодотворяемость остается неизменной и равной 15 на 100 в течение всего периода способности к деторождению. Продолжительность этого периода мы принимаем одинаковой для всех наблюдаемых женщин (а именно 230 месяцев), причем предполагается, что вслед за каждым зачатием следует период бесплодия, равный 21 месяцу [1].

Зачатия при такой схеме имеют случайный характер и можно «фабриковать» семьи исходя из «жеребьевки», отвечающей принятым гипотезам и воспроизводящей вероятности, наблюдаемые в реальных случаях, на которых проверяются эти гипотезы.

Итак, перед нами 100 женщин со сходными данными (с одинаковой оплодотворяемостью), которые не ограничивают рождаемость и остаются плодовитыми в течение одинакового промежутка времени.

если отсрочка восстановления половых сношений после родов продолжается и после восстановления овуляции. В конечном счете этот фактор, по-видимому, не оказывает существенного влияния на плодовитость.

[1] Действительно, первая овуляция происходит через 21 месяц после последнего зачатия. В течение этого периода имеются девять месяцев бесплодия, вызываемого беременностью, и 12 месяцев бесплодия, вызываемого кормлением грудью. Мы молчаливо предполагаем, что при этом не наблюдается смертность детей. Нужно еще подчеркнуть, что в целях удобства расчета мы предполагаем, что первая овуляция совпадает по времени с моментом вступления в брак.

В результате мы имеем:

4 семьи по 7 детей,
19 семей по 8 детей,
57 семей по 9 детей,
20 семей по 10 детей.

Разумеется, другая последовательность «жеребьевки» дала бы другое распределение.

Весьма существенным является тот факт, что в условиях полной идентичности (для всех 100 женщин принимается одинаковая оплодотворяемость $f = 0{,}15$) и при отсутствии ограничения рождаемости число детей у наблюдаемых женщин неодинаково. Это явление связано с тем, что промежуток времени между двумя зачатиями является своего рода «лотереей»: у некоторых женщин по чисто случайным причинам будут накапливаться длительные промежутки времени, вследствие чего эти женщины, учитывая принятую в этом расчете общую продолжительность периода плодовитости [1], не могут иметь столько детей, сколько имеют женщины, у которых оказались более короткие интервалы. Таким образом, в нашем искусственном примере мы устанавливаем два следующих крайних ряда:

Интервалы	Продолжительность их в месяцах	
Между вступлением в брак и 1-м рождением	23	13
Между 1-м рождением и 2-м рождением	26	22
» 2-м » и 3-м »	43	21
» 3-м » и 4-м »	45	21
» 4-м » и 5-м »	21	23
» 5-м » и 6-м »	39	41
» 6-м » и 7-м »	34	21
» 7-м » и 8-м »		21
» 8-м » и 9-м »		21
» 9-м » и 10-м »		21
Весь промежуток времени между вступлением в брак и последним рождением	231	225

Неравенство полученных результатов может повлечь за собой ошибки в их интерпретации.

Представим себе, что для сравнения различных промежутков времени между рождениями детей мы исчисляем средние по всей совокупности интервалов, наблюдаемых в разной очередности, рождений (совокупность первых интервалов, вторых интервалов и т. д.). В этом случае мы получаем:

1-й интервал (между 1-м и 2-м рождением)	27,1 месяца
2-й »	26,2 »
3-й »	26,6 »
4-й »	26,5 »

---

[1] 230 месяцев; сумма всех интервалов между рождениями не должна превышать 239 месяцев с учетом того, что последнее возможное рождение происходит через девять месяцев после последнего возможного зачатия.

5-й	интервал	27,5 месяца
6-й	»	27,0 »
7-й	»	27,0 »
8-й	»	25,2 »
9-й	»	23,8 »

Следует отметить, что если с 1-го до 7-го интервала вариации невелики и являются следствием случайных факторов, то в 8-м и 9-м уменьшение числа месяцев становится очень заметным.

Для всех шести первых интервалов (т. е. до рождения 7-го ребенка, поскольку мы рассматриваем здесь только интервалы между рождениями детей) мы находим средний промежуток времени между родами — 26,8 месяца.

Из общего числа 100 женщин 96 женщин, которые имели не менее чем 8 детей, принимаются во внимание при расчете 7-го интервала, и 77 женщин, имевших по меньшей мере 9 детей, принимаются в расчет при определении 8-го интервала. Наконец, только 20 женщин, имевших по меньшей мере 10 детей (в составленном нами условном примере ни одна из женщин не имела более 10 детей), включаются в расчет 9-го интервала.

Это постепенно нарастающее ограничение числа женщин, по которым исчисляются интервалы между рождениями детей наиболее высокой очередности, повышает удельный вес женщин, имевших наибольшее число детей, и, следовательно, содействует уменьшению интервалов между рождениями детей (поскольку общий промежуток времени, в течение которого имели место все зачатия, одинаков для всех женщин; в данном примере он принят равным 239 месяцам). В результате влияния этого отбора средний интервал между рождениями детей, исчисляемый по отношению ко всем наблюдаемым женщинам, уменьшается по мере повышения порядкового номера рождения. Это уменьшение проявляется особенно отчетливо начиная с той очередности, в которой некоторые женщины (соответственно имевшие меньшее число детей) уже более не представлены [1].

Таким образом, если мы будем вести исчисление средних интервалов без необходимых предосторожностей, то последние интервалы будут значительно короче первых и может быть сделан неправильный вывод о том, что плодовитость возрастает по мере повышения очередности рождений.

Следует обращать внимание на тот факт, что средний интервал, исчисляемый для совокупности наблюдаемых семей, относится к каждой отдельной категории семей (категория полных семей с 7 детьми, категория полных семей с 8 детьми и т. п.). Если брать интервалы, в которых представлены все категории семей, то между отдельными очередностями рождений не существует вариаций

[1] Однако в нашем примере отпадение 4 женщин, имевших не более чем по 7 детей, не оказало заметного влияния на среднюю величину 7-го интервала, так как в данном случае влияние отбора сказывается очень слабо.

(за исключением случайных) [1]. Но по мере того как категории семей с наименьшим числом детей выпадают из исчисления, средние интервалы между рождениями явно уменьшаются.

Все эти соображения становятся ясными при рассмотрении табл. 26, в которой приводятся средние интервалы, относящиеся к различным категориям семей.

ТАБЛИЦА 26. СРЕДНИЕ ИНТЕРВАЛЫ МЕЖДУ РОЖДЕНИЯМИ ДЕТЕЙ (в месяцах) В ЗАВИСИМОСТИ ОТ РАЗМЕРА СЕМЕЙ

Интервалы	Семьи с 7 детьми (4 семьи)	Семьи с 8 детьми (19 семей)	Семьи с 9 детьми (57 семей)	Семьи с 10 детьми (20 семей)	Общая совокупность 100 семей
1-й	30,2	28,9	27,1	24,9	27,1
2-й	35,0	28,4	25,7	23,8	26,2
3-й	33,0	30,5	25,8	23,7	26,6
4-й	26,8	29,3	25,8	25,9	26,5
5-й	37,5	28,5	27,5	24,5	27,5
6-й	30,8	32,2	25,8	24,5	27,0
7-й		30,5	26,6	25,2	27,0
8-й			25,6	23,9	25,2
9-й				23,8	23,8
Средний интервал . . .	32,2	29,7	26,2	24,5	26,6

В пределах одной и той же категории семей различия в интервалах зависят только от случайных факторов [2]. Если нам нужно определить средний интервал между какой-либо очередностью рождений для всей совокупности семей, то мы должны взять цифры одной строки табл. 26 и взвесить их по числу семей, входящих в каждую из этих категорий.

Так, например, итоговая средняя 4-го интервала (26,5 месяца) получается в результате следующего подсчета:

$$26{,}8 \times 0{,}04 + 29{,}3 \times 0{,}19 + 25{,}8 \times 0{,}57 + 25{,}9 \times 0{,}20 = 26{,}5.$$

Аналогичная средняя для 8-го интервала (25,2 месяца) получается в результате следующего расчета:

$$\frac{25{,}6 \times 57 + 23{,}9 \times 20}{77} = 25{,}2^{3}.$$

Из предыдущего анализа вытекает, что для правильной оценки влияния очередности рождений на длину интервалов нужно изу-

[1] По крайней мере при нашей гипотезе, принятой в данном примере, что оплодотворяемость у всех женщин одинакова.

[2] См. примечание 1.

[3] Отсюда вытекает следующий вывод: если мы располагаем средними величинами по какому-либо определенному интервалу (предположим по 4-му) для всех категорий семей, то получим средний интервал для всей совокупности семей путем исчисления средней взвешенной, причем весами служат количества семей каждой категории.

чать это влияние в зависимости от числа детей в полной семье. Однако если наблюдение производится в пределах группы, в которую входят семьи разной величины, то веса каждого типа семьи, применяемые при определении средних интервалов, остаются без изменений, пока в подсчете представлены все семьи. В нашей модели в табл. 26 дело обстоит таким образом до 6-го интервала, а в 7-м интервале первая группа семей уже выпадает из подсчета.

Это замечание заставляет придерживаться одного практического приема в тех случаях, когда число наблюдаемых полных семей слишком незначительно, в результате чего изучение каждого размера семьи в отдельности становится невозможным. В подобных случаях можно наблюдать первые интервалы между рождениями детей, например первые 3 интервала, в совокупности семей, достигших достаточного размера. В нашем примере таким минимально достаточным размером семьи должна быть семья, имеющая не менее 4 детей. Кроме того, учитывая особенности, присущие последнему, а в некоторых случаях и предпоследнему интервалу, представляет интерес изучение этих интервалов каким-либо способом. Поэтому изучение, например, 3-х первых интервалов должно распространяться также на совокупность семей, имеющих 6 детей; таким образом, ни в одной из категорий семей один из трех первых интервалов не будет ни последним, ни предпоследним. При этом одновременно будет производиться сопоставление трех первых интервалов между рождениями детей и изучение двух последних интервалов.

Последние интервалы

В большинстве случаев при отсутствии ограничения рождаемости вариации интервалов между рождениями детей в зависимости от очередности рождения для данной категории семей незначительны, за исключением только последнего и иногда предпоследнего.

Эта устойчивость средних интервалов является признаком устойчивости показателей плодовитости (при отсутствии применения контрацепции) в соответствующих категориях семей в течение большей части периода плодовитости.

При тех же условиях прогрессирующее увеличение средних интервалов между родами служило бы признаком уменьшения плодовитости.

Л. Анри (Henry) наблюдал такое увеличение интервалов у населения нормандского прихода Крюлэ. Уменьшение плодовитости, которое соответствует этому увеличению интервала, может зависеть a priori, или от снижения оплодотворяемости в результате увеличения возраста супругов, или же от удлинения периода временного бесплодия, наступающего вслед за родами, или же от совместного действия обоих этих факторов. Некоторые другие

формы анализа заставляют думать, что в данном случае действует лишь второй из двух названных факторов.

Заметное удлинение последнего интервала по сравнению с предыдущим, по-видимому, является универсальным фактором для населения, не практикующего ограничения рождаемости. Чаще всего это удлинение становится заметным, начиная с предпоследнего интервала.

Согласно положениям предыдущего параграфа мы даем здесь сопоставления, которые можно сделать на основе данных о совокупности полных семей в приходе Крюлэ, имевших по меньшей мере шесть детей [1].

Показатели по Крюлэ интересно сравнить с данными о старинных женевских семьях (браки мужчин, родившихся до 1650 г.), полученными Луи Анри.

ТАБЛИЦА 27а. КРЮЛЭ. СРЕДНИЕ ИНТЕРВАЛЫ МЕЖДУ РОЖДЕНИЯМИ ДЕТЕЙ В СЕМЬЯХ, ИМЕВШИХ НЕ МЕНЕЕ 6 ДЕТЕЙ
(в месяцах)

1-й интервал	2-й интервал	3-й интервал	4-й интервал	Предпоследний интервал	Последний интервал
24,1	26,9	27,7	31,3	31,9	39,7

ТАБЛИЦА 27б. ЖЕНЕВА. СРЕДНИЕ ИНТЕРВАЛЫ МЕЖДУ РОЖДЕНИЯМИ ДЕТЕЙ В СЕМЬЯХ, ИМЕВШИХ НЕ МЕНЕЕ 6 ДЕТЕЙ
(в месяцах)

1-й интервал	2-й интервал	3-й интервал	4-й интервал	Предпоследний интервал	Последний интервал
23,6	24,1	23,9	25,2	30,0	37,5

В первом из приведенных примеров уже констатированное постепенное увеличение интервалов особенно заметно в последнем интервале. Во втором примере четыре первых интервала не отличаются сколько-нибудь значительно один от другого; повышение ясно выражено в предпоследнем и в последнем интервале.

Эти наблюдения показывают, что появлению окончательного бесплодия предшествует период снижения плодовитости, вероятно в результате увеличения частоты ановулярных циклов, которое наступает при приближении менопаузы.

[1] Изучались также последние и предпоследние интервалы путем исчисления средних из этих интервалов, относящихся к совокупности семей, независимо от величины семей.

Потенциальная и фактическая плодовитость

Среди населения, регулирующего рождаемость, отсутствие плодовитости не служит доказательством бесплодия.

Напротив, среди населения, которое не практикует ограничения рождаемости, брачная пара, способная иметь детей, при наличии некоторых задержек все же должна давать жизнь детям. Изучение именно такого населения должно дать возможность измерения человеческой плодовитости.

Разумеется, какая-либо брачная пара, способная иметь детей, в которой жена находится в некотором данном возрасте x, может оставаться бесплодной в тех случаях, когда момент, при котором эта пара станет окончательно стерильной, очень близок, так как оплодотворение имеет случайный характер, то женщина может уже не забеременеть в тот короткий промежуток времени, когда она еще способна к зачатию. Риск остаться бесплодной тем более велик, чем слабее оплодотворяемость в этом возрасте.

Поэтому никогда не наблюдается полной идентичности плодовитости пар, способных к деторождению в определенном возрасте, и пар, плодовитых после этого возраста: число первых обязательно больше (в отдельных случаях равно) числа вторых. Однако это расхождение тем меньше, чем дальше отстоит возраст наблюдаемых пар от возраста, когда значительная часть пар становится полностью бесплодной.

В дальнейшем мы приравняем пары, способные к деторождению в некотором возрасте x, к парам, плодовитым после этого возраста (пары плодовитые в дальнейшем). Следует заметить, что для получения статистических данных об этих совокупностях для различных возрастных групп необходимо реконструировать статистическую историю каждой семьи.

Возьмем для примера какой-нибудь возраст женщины, например 30 лет. Если в этом возрасте процент бесплодных пар равен s, то процент пар, способных к деторождению, составит $100 - s$. Для этого возраста обычно измеряют коэффициент плодовитости:

$$f_{30} = \frac{n}{100},$$

где n — это число рождений на 100 женщин группы.

Коэффициент плодовитости, исчисляемый только для женщин, принадлежащих к парам, способным к деторождению, равен:

$$f'_{30} = \frac{n}{100 - s}.$$

Иначе говоря, то же самое число рождений относится не ко всем женщинам, а только к числу женщин, входящих в группу способных к деторождению.

Составив выражение

$$\frac{f_{30}}{f'_{30}} = \frac{n}{100} \times \frac{100 - s}{n} = \frac{100 - s}{100},$$

мы получаем пропорцию пар, способных к деторождению, в которых женщине 30 лет.

Фактически, если знать значения n и s, то исчисление f_{30} и f'_{31} становится совершенно бесполезным промежуточным звеном и соотношение $\frac{100 - s}{100}$ может быть определено без этого звена. Но на практике дело выглядит иначе. Мы, как правило, работаем с возрастными группами. Например, для группы от 30 до 34 лет мы будем исчислять 2 коэффициента:

1) коэффициент общей плодовитости, причем, если некоторые женщины не будут находиться под наблюдением в течение полных 5 лет, нужно будет вычесть соответствующее число «женщино-лет»;

2) коэффициент плодовитости для женщин, плодовитых после определенного возраста; в это исчисление входит, с одной стороны, знаменатель, т. е. женщины, имевшие детей в возрасте, который наступает вслед за изучаемой группой (здесь 35—39 лет), и, с другой стороны, числитель, т. е. общее число рождений в этой совокупности женщин между 30 и 35 годами.

Таким образом, при данных условиях статистического наблюдения мы не получаем непосредственно эквивалентов величин n и s, о которых мы только что говорили. Непосредственно можно получить эквиваленты f_{30} и f'_{30} при том условии, что мы имели дело с пятилетними возрастными группами и что мы включаем в расчет не женщин, способных к деторождению, а женщин, сохраняющих плодовитость после определенного возраста.

Можно допустить, однако, что эти преобразования не нарушают законности одного вычисления, хотя это вычисление и основано лишь на ограниченных гипотезах [1].

Результаты, полученные на основании данных о французском населении в Канаде, показаны в табл. 28.

Беря дополнение до единицы полученных соотношений, мы получаем удельный вес окончательно бесплодных пар по каждой из указанных возрастных групп. Для получения процента бесплодных пар с круглыми возрастами женщин (25 лет, 30 лет и т. п.) можно применять интерполяцию.

Эти удельные веса (а также удельные веса, полученные для другого населения прежнего времени) приводятся в табл. 29.

Соответствующие цифры для 20 и для 45 лет значительно менее определенны; поэтому мы их здесь не воспроизводим.

Приведенные результаты проливают некоторый свет на прогрессирующее увеличение процента окончательно бесплодных пар в зависимости от увеличения возраста жены.

[1] В действительности, не исключая из подсчета женщин, сохраняющих плодовитость после известного возраста, мы тем самым вводим две категории смещений (biais), которые, однако, не ощутимы, если мы имеем дело с пятилетними возрастными группами (к тому же они действуют в противоположных направлениях). Но они станут ощутимы, если оперировать ежегодными возрастными данными при приближении обычного периода менопаузы.

ТАБЛИЦА 28. ФРАНЦУЗСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ КАНАДЫ В НАЧАЛЕ XVIII в. ИСЧИСЛЕНИЕ УДЕЛЬНОГО ВЕСА ПАР, СПОСОБНЫХ К ДЕТОРОЖДЕНИЮ, ПО ВОЗРАСТНЫМ ГРУППАМ

	Возраст жены					
	до 20 лет	20—24 года	25—29 лет	30—34 года	35—39 лет	40—44 года
Коэффициент общей плодовитости (пары, способные к деторождению и бесплодные) — в промилле . .	493	509	496	484	410	231
Коэффициент плодовитости пар, плодовитых после определенного возраста — в промилле	512	522	522	512	495	328
Соотношение двух коэффициентов	0,963	0,975	0,950	0,969	0,828	0,704

ТАБЛИЦА 29. ОЦЕНКА УДЕЛЬНОГО ВЕСА ОКОНЧАТЕЛЬНО БЕСПЛОДНЫХ ПАР В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ВОЗРАСТА ЖЕНЫ В НАСЕЛЕНИИ ПРЕЖНЕГО ВРЕМЕНИ

	25 лет	30 лет	35 лет	40 лет
	%	%	%	%
Канада	3	5	9	21
Крюлэ	3	7	15	36
Женева	7	12	19	39

Общий взгляд

Мы здесь ограничились тем, что рассмотрели лишь несколько типов анализа, которые применяются при статистическом изучении семьи; при этом мы ограничивались почти исключительно изучением населения, не практикующего ограничения рождаемости.

Примененные здесь методы значительно отличаются от тех методов, которыми пользуются в анализе, осуществляемом на основе обычных статистических данных — переписи населения и статистики движения населения.

Зато особый характер собранной информации дает возможность ответить на многочисленные вопросы, которые не освещают статистические данные разных стран, все еще остающиеся слишком общими.

Можно предвидеть, что эти формы анализа будут развиваться в сторону все более широкого применения соответствующих обследований.

III. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ СТРУКТУРЫ

1

СТРУКТУРА НАСЕЛЕНИЯ

Слово *население* в последующем изложении приобретает довольно широкий смысл.

До сих пор мы ограничивались тем, что рассматривали население как совокупность людей, проживающих на данной территории, чаще всего на территории того или иного государства. В этом узком смысле слова население давало нам необходимое основание, к которому мы могли относить демографические явления (смертность, брачность, рождаемость), изучением которых мы занимались в предыдущих главах этой книги.

Но уже в процессе этого изучения мы убедились, что в некоторых случаях приходится наблюдать население, не ограниченное какой-нибудь географической территорией. В особенности дифференциальное изучение некоторых явлений, например таких, как смертность и плодовитость, вызывает необходимость рассматривать население по их религиозной, социальной, экономической и профессиональной принадлежности. Поэтому говорят, например, о католическом населении данной страны, о сельском населении и т. д.

При таком распределении по категориям населения наблюдаются все обычные демографические явления. Однако в некоторых случаях число наблюдаемых демографических явлений сокращается: так, например, если мы интересуемся пенсионерами, живущими в доме для престарелых, то сохраняет свое значение только показатель смертности. Наблюдая учащихся учебного заведения, можно даже сказать (поскольку смертность невелика), что в этом населении практически уже почти не наблюдается ни одного из тех демографических явлений, изучение которых было предметом предшествующих глав.

Тем не менее, несмотря на их общий особый характер, изучение совокупностей такого рода иногда представляет большой интерес.

При этом внимание привлекают не столько демографические явления, происходящие в данном населении, сколько структурные аспекты в отношении этого населения [1].

Более того, при изучении этих совокупностей привычные понятия рождаемости и смертности требуют некоторого видоизменения. Конечно, случаи смерти встречаются во всех категориях населения, и их демографическая роль всегда сохраняется. Однако значение этого фактора иногда ничтожно, как мы это уже видели в предыдущем примере, и оно становится малозаметным по сравнению с другими факторами *убыли* из изучаемой группы. Так, например, если речь идет о какой-либо профессиональной корпорации, то причинами убыли из нее будет: увольнение, отставка, переход в другую корпорацию и чаще всего выход на пенсию. Что касается рождаемости, которая не оказывает непосредственного влияния на изменения демографической структуры этого населения [2], то соответствующими ей факторами служат различные факторы вступления в изучаемую группу населения; в зависимости от типа изучаемого населения эти вступления могут носить название: поступление на работу, производство в чин, допуск к чему-либо и т. д.

Различные характеристики структуры населения

Нельзя извлечь ценную информацию о каком-либо населении, прежде чем не будет дана характеристика его структуры.

Изучение возрастной структуры населения представляет совершенно особый интерес. Возрастная структура в большей мере обусловливает собою развитие населения, поскольку два явления, определяющие собой это развитие, а именно плодовитость и смертность, находятся в тесной связи с возрастом отдельных индивидуумов [3].

Распределение населения по полу редко производится изолированно; обычно оно делается в сочетании с изучением возрастной структуры. Изучение населения одновременно по признаку пола и по признаку возраста находит свое наглядное изображение, известное под названием «возрастной пирамиды».

Каждый индивидуум является как бы носителем значительного числа признаков, из которых каждый соответствует особому демографическому явлению, а именно: в отношении своего семейного состояния индивидуумы различаются в зависимости от того, являются ли они холостяками, женатыми, вдовыми или разведенными [1]; в отношении профессиональной активности следует различать активных и неактивных.

[1] В качестве других примеров можно привести совокупность квалифицированных рабочих того или иного автомобильного завода или совокупность преподавателей математики средней школы во Франции и т. д.

[2] Рождаемость может оказывать косвенное влияние, вызывая прекращение профессиональной деятельности матери, имеющей семью; таким образом рождаемость влечет за собой выбытие (или выход) из изучаемой группы населения.

[3] В более общем смысле это также факторы прибытия и выбытия, когда рождаемость и смертность играют второстепенную роль.

Продолжая этот анализ можно будет проводить различие между разными категориями активных; так, например, придерживаясь схемы простого анализа, можно различать лиц, занятых в так называемом первом секторе (сельское хозяйство и добывающая промышленность), лиц, занятых во втором секторе (обрабатывающая промышленность), и, наконец, лиц, занятых в третьем секторе (услуги).

Поскольку речь идет о получении образования и посещении школ, все лица разбиваются на две группы: получающие образование и не получающие образования; можно также классифицировать учащихся по типу получаемого ими образования. Так, например, если говорить только о крупных категориях, учащиеся могут быть разбиты на получающих начальное образование, общее среднее образование и техническое образование.

Равным образом можно подразделить рабочих того или иного промышленного предприятия по степени квалификации: квалифицированные рабочие, полуквалифицированные, неквалифицированные и т. д.

Можно сочетать различные характеристики структуры изучаемого населения и строить соответствующие классификации; как мы уже видели, обычно группировка населения по полу сочетается с группировкой по возрасту. Вообще же редко встречается такое изучение структуры населения, при котором не представляли бы интереса сведения о возрасте лиц, так как многие другие характеристики тесно связаны с возрастными показателями. Так, например, изучение посещения школ имеет смысл только при том условии, что оно ведется с учетом возраста учащихся.

Обратим внимание прежде всего на изучение структуры населения по полу и возрасту.

Группировка населения по полу и возрасту

Цифровые данные в указанной группировке содержатся в табл. 1.

В этой таблице население Франции по состоянию на 1 января 1959 г. группируется по полу и возрасту в законченных целых годах (следовательно, в таблице учитывается возраст, достигнутый в течение 1958 г.); все лица в возрасте 90 лет и старше объединены в одну группу.

В целях точности необходимо отметить, что статистические данные, входящие в табл. 1, являются результатом исчисления.

[1] Если такое наблюдение проводится в стране, где существует полигамия, то среди женатых мужчин можно различать лиц, имеющих одну жену или имеющих двух жен и т. д.

ТАБЛИЦА 1. **СТРУКТУРА НАСЕЛЕНИЯ ФРАНЦИИ на 1 января 1959 г.** (численность населения — в тысячах человек, возраст — в закончившихся годах)

Год рождения	Возраст	Мужчины	Женщины	Оба пола	Год рождения	Возраст	Мужчины	Женщины	Оба пола	Год рождения	Возраст	Мужчины	Женщины	Оба пола
1958	0	405	387	792	1943	15	297	285	582	1928	30	331	314	645
1957	1	404	390	794	1942	16	276	264	540	1927	31	328	312	640
1956	2	401	385	786	1941	17	248	241	489	1926	32	330	319	649
1955	3	397	384	781	1940	18	265	255	520	1925	33	329	320	649
1954	4	399	383	782	1939	19	292	282	574	1924	34	323	316	639
1958—1954	0—4	2 006	1 929	3 935	1943—1939	15—19	1 378	1 327	2 705	1928—1924	30—34	1 641	1 581	3 222
1953	5	393	380	773	1938	20	296	284	580	1923	35	321	320	641
1952	6	404	386	790	1937	21	303	286	589	1922	36	322	322	644
1951	7	397	386	783	1936	22	310	291	601	1921	37	336	337	673
1950	8	418	403	821	1935	23	314	294	608	1920	38	342	342	684
1949	9	422	408	830	1934	24	329	304	633	1919	39	206	207	413
1953—1949	5—9	2 034	1 963	3 997	1938—1934	20—24	1 552	1 459	3 011	1923—1919	35—39	1 527	1 528	3 055
1948	10	421	405	826	1933	25	325	303	628	1918	40	185	186	371
1947	11	418	404	822	1932	26	338	317	655	1917	41	161	165	326
1946	12	405	390	795	1931	27	341	320	661	1916	42	153	156	309
1945	13	305	293	598	1930	28	347	326	673	1915	43	189	194	383
1944	14	295	287	582	1929	29	327	310	637	1914	44	286	296	582
1948—1944	10—14	1 844	1 779	3 623	1933—1929	25—29	1 678	1 576	3 254	1918—1914	40—44	974	997	1 971

Продолжение

Год рождения	Возраст	Мужчины	Женщины	Оба пола	Год рождения	Возраст	Мужчины	Женщины	Оба пола	Год рождения	Возраст	Мужчины	Женщины	Оба пола
1913	45	294	298	592	1898	60	223	264	487	1883	75	88	154	242
1912	46	297	301	598	1897	61	211	262	473	1882	76	82	146	228
1911	47	278	286	564	1896	62	197	262	459	1881	77	74	133	207
1910	48	294	301	595	1895	63	173	244	407	1880	78	65	119	184
1909	49	292	301	593	1894	64	159	244	403	1879	79	60	109	169
1913—1909	45—49	1 455	1 487	2 942	1898—1894	60—64	953	1 276	2 229	1883—1879	75—79	369	661	1 030
1908	50	291	303	594	1893	65	157	240	397	1878	80	54	98	152
1907	51	286	296	582	1892	66	144	225	369	1877	81	49	88	137
1906	52	287	298	585	1891	67	143	218	361	1876	82	43	80	123
1905	53	284	295	579	1890	68	132	206	338	1875	83	35	68	103
1904	54	279	295	574	1889	69	134	209	343	1874	84	28	56	84
1908—1904	50—54	1 427	1 487	2 914	1893—1889	65—69	710	1 098	1 808	1878—1874	80—84	209	390	599
1903	55	276	291	567	1888	70	125	200	325	1873	85	22	46	68
1902	56	277	293	570	1887	71	120	193	313	1872	86	18	39	57
1901	57	269	287	556	1886	72	111	181	292	1871	87	11	26	37
1900	58	254	277	531	1885	73	106	177	283	1870	88	10	24	34
1899	59	244	272	516	1884	74	98	168	266	1869	89	7	17	24
1903—1899	55—59	1 320	1 420	2 740	1888—1884	70—74	560	919	1 479	1873—1869	85—89	68	152	220
										1868 и раньше	90 лет и старше	13	40	53
										Итого всех возрастов		21 718	23 069	44 787

Для того чтобы знать общую численность и состав населения за каждый год, необходима перепись. Выбор даты проведения переписи диктуется требованиями удобства ее проведения (доступность населения, период наименьшей его подвижности и т. д.); эта дата обычно не приходится на 1 января. Необходимые цифровые данные на 1 января получаются путем привлечения статистических данных о рождаемости, о смертности и о миграциях по полу и по возрастным группам; именно этим путем исходя из данных переписи 10 мая 1954 г. и получены цифры табл. 1 [1].

Мы уже отмечали положительные стороны статистических данных на 1 января: на эту дату возрастные группы и группы поколений совпадают. Таким образом, в табл. 1 каждому году рождения соответствует только один какой-либо возраст в полных годах.

Трудно осветить всю статистическую информацию, содержащуюся в табл. 1. Графическое изображение данных, получившее наименование *возрастной пирамиды*, позволяет легче получать общее впечатление о составе населения по полу и возрасту.

Возрастная пирамида

На диаграмме (см. рис. 67) возрасты в годах отмечены на вертикальной оси, а численность населения различных возрастов или возрастных групп (или поколений, поскольку эти две величины в данном случае совпадают) — на горизонтальной оси, причем левая часть пирамиды отведена для мужского пола, правая — для женского пола.

По каждому полу в отдельности для данного возраста строится прямоугольник, длина которого по горизонтальной оси равна численности населения данного возраста: так, например, поскольку группа женщин, имеющих полных 43 года, составляет 194 000 человек, то строится соответствующий прямоугольник, изображенный на рис. 68а. Таким образом, различные возрасты изображаются на пирамиде прямоугольниками, площадь которых пропорциональна численности населения данного возраста.

Практически лишь в редких случаях применяется изображение возрастов за каждый год в отдельности: более часто пользуются пятилетними, а иногда даже десятилетними группами. В некоторых случаях на пирамиде молодые возрасты изображают в одногодичной группировке, а остальные — в пятилетней или десятилетней.

В этом последнем случае тот, кто начинает изучать демографию, иногда может впасть в ошибку. Обратим внимание на следующий пример: как изобразить в целом группу женского населения 40—44 лет по горизонтальному масштабу, измеряя при этом численность по каждому году в отдельности? [1] (См. рис. 68б.) Эта группа имеет численность в 997 000 человек. Прямоугольник, соответствующий этой численности населения, меньшая сторона которого расположена по вертикальной оси от 40 до 45 лет, должен иметь по горизонтальной оси длину, соответствующую не 997 000 человек, а 997 000 : 5 = 199 400 человек. При таком способе

[1] И тем не менее эти ежегодные исчисления остаются недостаточно точными. В частности, во Франции это зависит от плохого качества статистических данных о миграции населения.

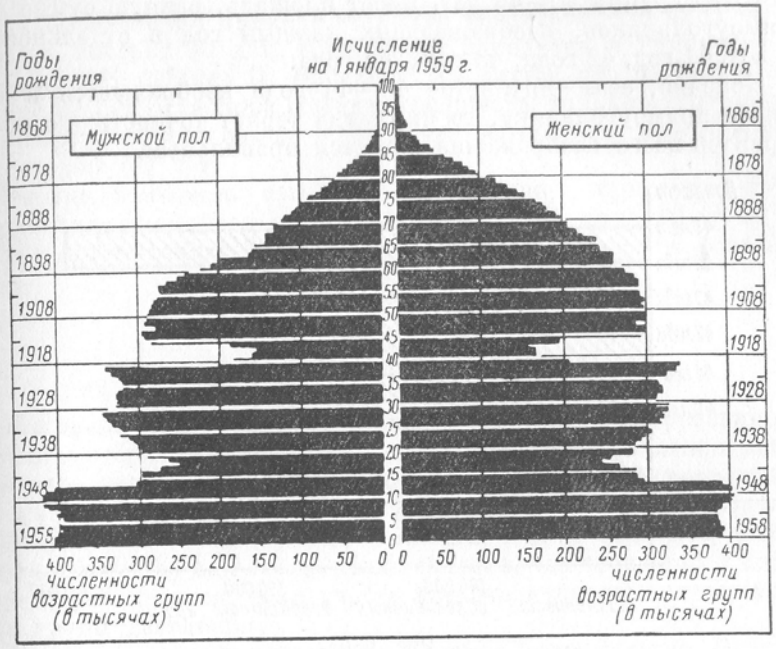

Рис. 67. Возрастная пирамида населения Франции на 1 января 1959 г.

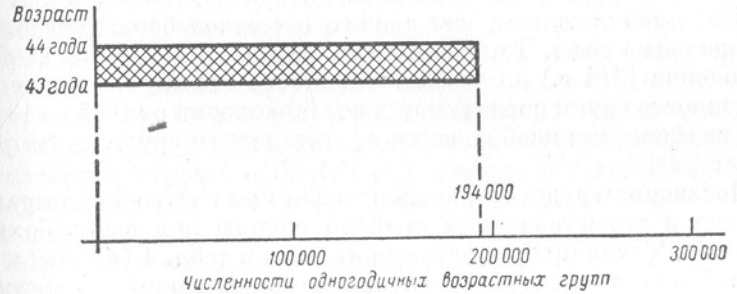

Рис. 68а.

[1] Подобная проблема возникает в тех случаях, когда требуется облегчить построение пирамиды (изображение каждого года в отдельности требует

изображения к каждому отдельному году —40 годам, 41 году, 42 годам, 43 годам, 44 годам — относится средняя численность населения за пятилетие. Иначе говоря, прямоугольник, изображающий всю группу 40—44 лет, имеет площадь, равную сумме пяти прямоугольников, изображающих каждый год в отдельности— 40 лет, 41 год, 42 года, 43 года, 44 года.

Конечно, если пятилетие 40—44 года изображается в виде одного прямоугольника, то пирамида теряет точность, но общий характер всего изображения остается правильным.

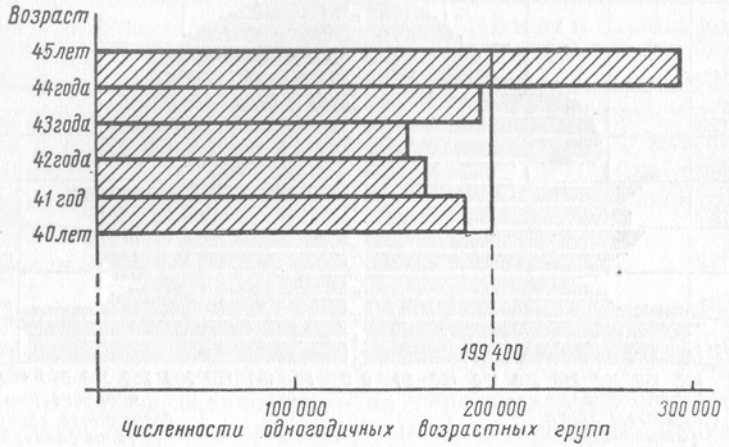

Рис. 68б.

Замена реальных прямоугольников, отражающих численность населения за каждый год, пятью равными прямоугольниками, соответствующими средней за пятилетие, является тем более грубым приближением, чем значительнее колебания численности за отдельные годы. Так, например, на рис. 68б группа 44-летних (поколение 1914 г.) по своей численности значительно превышает численность групп последующих лет (поколения от 1915 до 1918 г.), но в графическом изображении по пятилетним группам эти различия стираются.

Последняя трудность, возникающая при построении пирамиды, связана с существованием крайней группы лиц очень большого возраста. Такая крайняя группа имеется в табл. 1 («90 лет и старше»). Никаких способов получения данных о численности лиц «90 лет и старше» по каждому году в отдельности у нас нет. Можно было бы, правда, определить, как распределяются лица «90 лет и старше» в стационарном населении (см. следующую главу), имея таблицу смертности, близкую к тому населению, которое нужно

довольно много труда), или же по той простой причине, что составитель пирамиды не располагает данными о распределении населения по отдельным годам, или же, наконец, такие данные имеются не для всех возрастов.

отразить в пирамиде; или же, наконец, можно прибегнуть к соответствующей модели стабильного населения (см. стр. 311). Но все эти методы позволяют достичь только правдоподобного изображения и не более.

На приведенном примере нетрудно убедиться, что лица, пережившие возраст 90 лет, в основном находятся в группе от 90 до 94 лет. В таблице П. Венсана [1] мы видим, что из 27 336 лиц старше 90 лет (мужчины и женщины вместе) только 4110 человек достигают возраста свыше 95 лет, что составляет лишь 15% всех лиц старше 90 лет.

Вполне возможно завершить построение пирамиды путем построения прямоугольника для пятилетней группы от 90 до 94 лет; протяженность линии по горизонтальной оси составит:

$$\text{для мужчин} — \left(\frac{13\,000}{5}\right) = 2600;$$

$$\text{для женщин} — \left(\frac{40\,000}{5}\right) = 8000.$$

Наконец, если придавать значение эстетическим требованиям, то можно всегда срезать верхнюю часть пирамиды, охватив в общем площадь, равную (на основе принятого масштаба) численности населения «90 лет и старше». Ясно, что, поступая таким образом, составитель не ставит другой цели, как только получить изображение, приятное для глаза. Надо сказать, что этот способ полностью оправдывается, если учесть незначительность соответствующих групп населения.

В других случаях принимать решения более сложно. Действительно, чем более значительна по своему составу последняя возрастная группа, тем больше увеличивается неточность. Представим себе, что нам известно женское население Франции на 1 января 1959 г. по пятилетним группам до 65 лет и в целом затем итоговая численность всех лиц старше 65 лет.

Первое важное замечание, которое здесь необходимо сделать: в подобных случаях составитель пирамиды не обязан отмечать на горизонтальной оси возрастные классы по годам, поскольку те статистические данные, которыми он пользуется, всегда состоят из возрастных групп, включающих минимум пять лет. Поэтому на горизонтальной оси можно отмечать непосредственно числен-

[1] См. статью «Смертность стариков» в Population № 2, avril — juin, 1951. При этом, однако, следует напомнить, что удельный вес остающихся в живых различного возраста зависит не только от уменьшения их численности за счет смертности, но также и от удельного веса рождаемости за отдельные годы (а в некоторых случаях и от возрастного состава миграций населения). Следует добавить, что определение структуры возрастной группы с помощью таблицы смертности оправдывается лишь в том случае, если наблюдаемое население не дает значительного прироста или, что еще лучше, если население стационарно (см. стр. 300). Но в данном случае значение фактора смертности настолько велико, что прочие факторы оказывают лишь незначительное влияние.

ТАБЛИЦА 2. ЧИСЛЕННОСТЬ ЖЕНЩИН ВО ФРАНЦИИ на 1 января 1959 г.

Годы рождения	Возрастные группы	Численность (тыс. человек)	
...	...	...	
1898—1894	60—64	1 276	
1893—1889	65—69	1 098	3 260
1888—1884	70—74	919	
1883—1879	75—79	661	
1878—1874	80—84	390	
1873—1869	85—89	152	
1868 и ранее	90 и старше	40	

ность по пятилетиям. Этот способ имеет ту положительную сторону, что чтение пирамиды становится более приятным, но при этом необходимо давать экспликацию к принятому масштабу (см. рис.69).

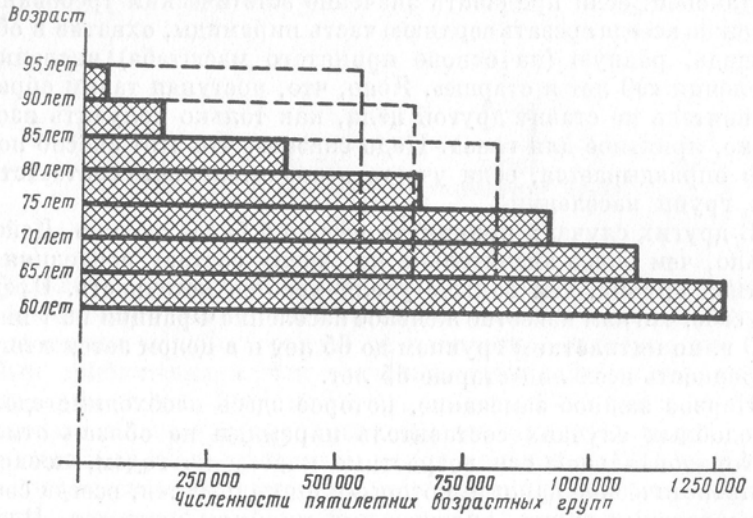

Рис. 69.

Если согласиться рассматривать численность населения старше 95 лет как величину, которой можно пренебречь, то можно ограничиться шестью пятилетними группами, соответствующими 3 260 000 женщин от 65 лет и старше, в среднем по 543 300 женщин в каждой пятилетней группе. Но в конечном счете проведение границы на возрасте 95 лет является довольно произвольным; о значении численности возрастов, остающихся выше этой границы, которыми мы пренебрегаем, нужно судить прежде всего с точки зрения их *относительной* величины по отношению к общей

численности лиц в высшей группе. Если же проводить границу на возрасте 90 лет, то мы пренебрегаем 40 000 женщин, которых без оснований переносим в группу 65—89-летних. Поступая таким образом, мы завышаем группу 65—89 лет несколько более чем на 1% и занижаем группу женщин в возрасте 90 лет и выше. Можно с полным правом отдать предпочтение этому способу, при котором изображение занимает площадь, весьма приближающуюся к площади, ограниченной контурами пирамиды (см. рис. 69). Даже проведение границы на возрасте 85 лет могло бы быть допустимым (ошибка при этом составляла бы 5%), и при этом в еще меньшей степени нарушалась бы остальная часть пирамиды.

Однако ввиду того что на практике мы не знаем численности групп, которыми мы пренебрегаем, решение этого вопроса оказывается весьма затруднительным.

Вообще, нельзя установить постоянные и точные правила. Принимая решения в каждом отдельном случае, необходимо иметь в виду, что имеет смысл игнорировать некоторые наиболее старые возрастные группы, чтобы прямоугольник, изображающий высшую открытую группу, имел очертания, как можно более близко соответствующие точной пирамиде. Было бы ошибочно «поднимать» прямоугольник до возраста 100 лет под тем предлогом, что изучаемое население включает какое-то число лиц такого возраста.

Для удобства чтения пирамиды необходимо правильно выбрать соотношение высоты и ширины. Как правило, можно считать желательным такое соотношение, при котором «высота» (ось, на которой нанесены возрасты) составляет 2/3 общей ширины пирамиды (сумма двух полуосей, на которых нанесены данные о численности населения по возрастным группам).

Если необходимо сравнить между собой структуры населения разных стран, районов и т. д., то не следует применять одинаковые масштабы для всех пирамид, так как численность населения может быть весьма различной в разных случаях; поэтому если придать одинаковую высоту всем пирамидам, то вследствие их различной ширины (ширина будет варьировать приблизительно так же, как варьирует общая численность населения) очень часто будет нарушаться правило отношения 2/3 к 1; это будет снижать удобочитаемость пирамиды и сильно затруднит все сравнения отдельных пирамид между собой.

Чтобы уменьшить это неудобство, нужно изучаемое население двух каких-либо совокупностей свести к общей итоговой численности. Так, например, если необходимо сравнить возрастную пирамиду населения Франции на 1 января 1959 г. (44 787 000 жителей) с пирамидой населения департамента Арьеж, составляющего лишь 141 000 жителей, то можно оба эти населения свести к единой численности, выраженной в круглом числе, например 10 000 человек. В этом случае численность каждой возрастной группы

должна быть умножена для населения всей Франции на

$$\frac{10\,000}{44\,787\,000} = 0{,}000223,$$

для населения департамента Арьеж на $\frac{10\,000}{141\,000} = 0{,}0709$ [1].

После этого можно строить две пирамиды с одинаковыми горизонтальными и вертикальным масштабами.

Можно также удобно приспособить горизонтальные масштабы различных пирамид, учитывая различную численность населения.

Пользуясь цифрами предыдущего примера, для департамента Арьеж необходимо принять масштаб в 318 раз более крупный, чем масштаб для населения Франции. Цифра 318 вытекает из следующего деления:

$$\frac{44\,787\,000}{141\,000} = 318.$$

Но практически этот способ недостаточно удобен. Случается также в особых случаях, что довольствуются выбором масштаба «на глаз», как это сделано в приводимом дальше примере возрастных пирамид для различных категорий преподавателей.

Чтение пирамиды

Прямоугольник, изображающий какой-нибудь возраст или возрастную группу, имеет длину, которая зависит от трех факторов: 1) от численного состава этого поколения (или группы поколений) при рождении, 2) от значительности сокращения населения за счет смертности, 3) от влияния миграций населения.

При прочих равных условиях сокращение населения за счет смертности становится тем более значительным, чем старше данное поколение. С другой стороны, смертность в конечном счете всегда играет доминирующую роль, так как в аспекте длительного времени она ведет к полному исчезновению всех поколений. Именно по этой причине, т. е. в результате решающей роли смертности, возрастные пирамиды всегда имеют форму треугольника, отчего и возникло само название «пирамида» [2].

[1] Следует отметить, что, действуя таким способом, нельзя быть уверенным в том, что ширина пирамид в обоих случаях будет вполне одинаковой, так как эта ширина измеряется расстоянием по горизонтали от наиболее правой точки до наиболее левой точки. Тем не менее этот метод является все же наилучшим, если речь идет о сравнении структуры населения, так как при применении данного метода население с различной численностью изображается пирамидами, имеющими равную площадь, и это дает возможность заметить различную форму площадей, зависящую от особенностей возрастной структуры.

[2] Это замечание совершенно правильно, если мы рассматриваем население в обычном смысле этого слова, но оно теряет свое значение, если мы будем рассматривать какие-нибудь особые совокупности (например, состав детей, учащихся в данной школе).

Для иллюстрации того, как надо понимать возрастную пирамиду, начнем с рис. 67, изображающего все население Франции на 1 января 1959 г. Мы видим, что общая форма классического треугольника несколько нарушается многочисленными выступами и углублениями, которые отражают воздействие разнообразных факторов. Начнем чтение пирамиды с ее вершины.

В преклонных возрастах число мужчин и женщин значительно отличается друг от друга: в возрасте 65 лет численность женщин на 50% превышает численность мужчин; в возрасте 75 лет это превышение увеличивается уже до 75% и в возрасте 85 лет — до 100% [1]. Этот фактор имеет почти универсальный характер, так же как и то явление, которое служит его причиной: более высокая по сравнению с женщинами смертность мужчин, наблюдающаяся в течение всех возрастов жизни. В результате более высокой смертности мужчин численный перевес мужчин над женщинами, наблюдаемый в молодых возрастах (при рождении на 100 девочек приходится около 105 мальчиков), постепенно исчезает, и в дальнейшем наблюдается численный перевес женщин [2]. Однако если говорить о населении Франции, то к «гражданской» повышенной смертности мужчин присоединяется повышенная смертность мужчин, обусловленная войной 1914—1918 гг. Влияние войны сильнее всего сказывается на поколениях, непосредственно участвовавших в этой войне, главным образом на наиболее молодых, родившихся в течение двух последних десятилетий предыдущего столетия. Нарушение равновесия между численностью мужчин и женщин становится значительно меньше начиная с поколения 1896 г.; начиная с поколения 1899 г. трудно заметить какую-либо другую повышенную смертность мужчин кроме той, которая наблюдается в обычных условиях. Этим и объясняется ослабление мужской части пирамиды, которое становится особенно заметным начиная от возраста в 63 года.

Ниже этого возраста пирамида имеет довольно симметричный вид: до 35 лет наблюдается небольшое численное превосходство мужчин, после 35 лет — постепенно усиливающееся преобладание женщин.

Глубокая симметричная «впадина» в поколениях от 1915 до 1919 г. связана с падением рождаемости, вызванным войной 1914—1918 гг. В 1920—1921 гг. наблюдается восстановление численности населения.

Вторая, менее глубокая, но охватывающая большой промежуток времени «впадина» вызвана как снижением рождаемости

[1] Мы рассматриваем здесь в очень сжатой форме, как варьирует удельный вес мужского пола в зависимости от возраста. Отметим попутно, что изучение мужского пола по возрастам позволяет обнаружить некоторые неточности в переписях населения. По этому вопросу см. статью L. Henry. La masculinité par âge dans les recensements. Population, № 1, janvier — mars, 1948.

[2] В общей численности населения Франции женщин также больше, чем мужчин.

(особенно перед 1940 г.), так и тем фактом, что к 1940 г. выросли поколения, рожденные в 1915—1919 гг., а также разлукой мужей и жен в связи с войной 1939—1945 гг.

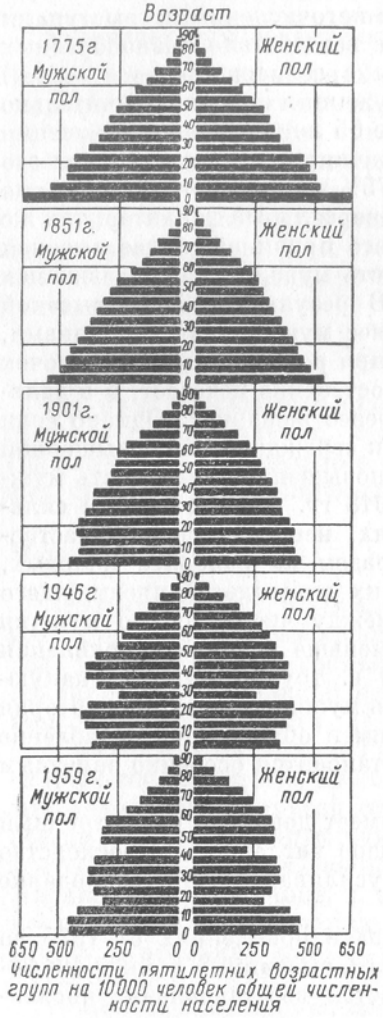

Рис. 70. Возрастные пирамиды населения Франции в различные эпохи.

Значительное и длительное повышение рождаемости начиная с 1946 г., вызванное как восстановительной тенденцией, так и общим изменением обстановки в стране, придает пирамиде французского населения очень широкую базу.

На наиболее юном поколении (поколение 1958 г.), которое по состоянию на 1 января 1959 г. еще не потерпело урона от детской смертности, подтверждается тот факт, что мальчиков родится больше, чем девочек.

Различные формы пирамид

Три фактора, которые определяют собой форму пирамиды (рождаемость, смертность, миграция населения), могут варьировать в весьма широких пределах. В результате этого пирамиды населения могут принимать весьма различный вид.

Рассмотрение эволюции пирамиды населения Франции начиная с XVIII в. дает возможность получить хорошее представление о наиболее часто встречающихся формах возрастных пирамид. Более того, рассмотрение этих пирамид во многом проливает свет на историческую эволюцию, которая почти одинакова в странах растущего населения (см. рис. 70).

Пирамида 1775 г.— это пирамида населения с высокой рождаемостью и одновременно с высокой смертностью: широкое основание и быстрое сужение. В подобном населении рождаемость и смертность не очень далеки от взаимного уравновешивания, в результате чего общая численность населения варьирует слабо, так же как и ежегодное количество рождений. Иначе говоря, все поколения при рождении имеют приблизительно одну и ту же численность, а основание пирамиды при системе неизменных масштабов сохраняет приблизительно одну и ту же величину. Таким образом, на первый взгляд смертность служит основной причиной значительного сокращения длины прямоугольников по мере увеличения возраста. Тем не менее при определении формы возрастной пирамиды нельзя отрывать фактор рождаемости от фактора смертности, и в приведенном выше примере определяющая роль смертности является видимостью. В действительности же без высокой плодовитости, которая уравновешивает большой урон, причиняемый смертностью, число ежегодных рождений шло бы на понижение, и в этом случае форма пирамиды претерпела бы полное видоизменение. Напротив, при наличии высокой плодовитости [1] и низкой смертности все же наблюдается быстрое сужение возрастной пирамиды по мере продвижения вверх. Дело в том, что в подобном случае число ежегодных рождений обнаруживает значительное увеличение; поэтому даже если строить пирамиду, в которой поколения были бы представлены неизменной численностью *рождений*, то в этом случае по мере увеличения возрастов прямоугольники сильно уменьшались бы [2]; как бы ни была мала смертность, она может только подчеркнуть явление, объясняющееся в основном высокой рождаемостью. Можно сказать поэтому, что *не существует пирамиды с широким основанием и с быстрым сужением без высокой рождаемости*. С другой стороны, такая форма пирамиды характерна для *молодого* населения, т. е. для населения, в котором удельный вес молодых возрастов относительно высок. В 1775 году во Франции на 100 человек населения приходилось:

42,8%	в возрасте от	0 до 20 лет;
49,9%	»	от 20 до 60 лет;
7,3%	»	старше 60 лет.

Пирамида населения Франции, относящаяся к 1851 г., имеет менее широкое основание, чем предыдущая (при неизменном масштабе и при неизменном населении, пересчитанном, например, на 10 000 населения), и общая форма пирамиды — менее утолщенная. Население состарилось в том смысле, что удельный вес молодых возрастов заметно уменьшился по сравнению с 1775 г. и соответственно возросла доля более пожилых людей. На 100 человек

[1] Мы пользуемся здесь как термином «плодовитость», так и термином «рождаемость», хотя рождаемость, измеряемая числом рождений на 1000 жителей,— это результат плодовитости, измеряемой средним числом рождений на одну женщину. Но для обычных типов структуры населения удельный вес плодовитых возрастных групп варьирует довольно слабо и поэтому данному уровню плодовитости соответствует и мало варьирующий уровень рождаемости.

[2] Представим себе население, имеющее ежегодную рождаемость 40 на 1000 и смертность 10 на 1000. Таким образом, ежегодный прирост численности населения составил бы 3% в год. В этом случае численность пятилетней возрастной группы увеличивалась бы ежегодно на 16%.

населения в 1851 г. приходится:

38,5% в возрасте от 0 до 20 лет;
51,3% » от 20 до 60 лет;
10,2% » старше 60 лет.

Если пирамида 1775 г. была результатом демографической ситуации, почти неизменной во времени (речь идет о примитивном демографическом режиме, отличительными чертами которого служит высокая плодовитость и не очень большая средняя продолжительность жизни), то пирамида 1851 г. отражает демографическую ситуацию в ее полном развитии: смертность и рождаемость снижаются уже в течение многих десятилетий. Это направление эволюции можно проследить и далее на протяжении столетия.

Пирамида 1901 г. имеет еще несколько более узкое основание и выглядит более утолщенной, чем предыдущая. Удельный вес самых молодых поколений продолжает снижаться за счет увеличения доли более старших: так, например, возрастная группа от 5 до 9 лет относительно уменьшилась по сравнению с группой 10—14 лет. Постарение населения становится все более заметным. На 100 человек населения в 1901 г. приходилось:

34,3% в возрасте от 0 до 20 лет;
52,7% » от 20 до 60 лет;
13,0% » старше 60 лет.

1946 г. представляет собой крайнюю точку в эволюции французского населения. К этому времени молодые поколения охвачены регрессивным движением. Пирамида покоится на очень узком основании, и некоторые прямоугольники, отражающие численность более старых поколений,— шире основания. Численность лиц от 0 до 4 лет меньше, чем численность лиц 45—49 лет. И, наконец, пирамида утратила свои правильные очертания под влиянием первой мировой войны, которая нанесла жестокий удар по некоторым поколениям мужчин и вызвала большой упадок рождаемости. На 100 человек населения в 1946 г. приходилось:

29,5% в возрасте от 0 до 20 лет;
54,5% » от 20 до 60 лет;
16,0% » старше 60 лет.

Пирамида населения 1959 г., которую мы уже подробно комментировали, характеризуется широким основанием, что связано с некоторым возрастанием удельного веса молодых поколений. Эта пирамида, типичная для населения, вступившего на путь омоложения в результате повышения рождаемости, характеризуется следующей структурой: на 100 человек населения в 1959 г. приходилось:

31,8% в возрасте от 0 до 20 лет;
51,6% » от 20 до 60 лет;
16,6% » старше 60 лет.

Постарение населения

Сопоставим уже приведенное распределение населения Франции по крупным возрастным группам за разные даты (см. табл. 3).

Характерной особенностью эволюции возрастной структуры населения на протяжении этого продолжительного периода является непрерывное уменьшение (по меньшей мере до 1946 г.) удельного веса молодых возрастов (менее 20 лет) и столь же непрерывное увеличение (на этот раз уже до 1959 г.) удельного веса пожилых (60 лет и старше), причем доля трудоспособного взрослого населения (от 20 до 59 лет) остается более или менее неизменной.

ТАБЛИЦА 3. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ ФРАНЦИИ НА ТРИ КРУПНЫЕ ВОЗРАСТНЫЕ ГРУППЫ с 1775 по 1959 г. (в процентах)

Возраст (в полных годах)	1775 г.	1851 г.	1901 г.	1946 г.	1959 г.
0—19	42,8	38,5	34,3	29,5	31,8
20—59	49,9	51,3	52,7	54,5	51,6
60 и старше	7,3	10,2	13,0	16,0	16,6
Итого	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Чтобы найти выражение для этого прогрессирующего скопления населения в группах старших возрастов, говорят о «демографическом постарении» или о «постарении населения» (мы уже употребляли это выражение в предыдущем параграфе).

Итак, понятие «постарения населения» вытекает из статистической констатации. Здесь нет необходимости подчеркивать экономические и социальные последствия, вызываемые такой эволюцией. Что же касается причин этого явления, то для полного выяснения их нужно рассмотреть более подробно.

Первая мысль, которая приходит в голову, состоит в том, чтобы объяснить увеличение удельного веса людей более старших возрастов уменьшением смертности. В результате уменьшения смертности повышается доля новорожденных, достигающих более высоких возрастов, скажем старше 60 лет, и поэтому процент шестидесятилетних в общей цифре населения соответственно повышается.

Рассуждая таким образом, мы в сущности уподобляем рассматриваемое население стационарному населению [1]. Действи-

[1] Изучение стационарного населения будет предметом следующей главы. В данный момент нам только необходимо знать, что у такого населения его численный состав неизменен (а следовательно, и ежегодное число рождений и смертей), что его таблица смертности неизменна во времени и что возрастная пирамида стационарного населения представляет собой не что иное, как таблицу дожития (в которой базой является число ежегодных рождений в данном населении).

тельно, чем ниже уровень смертности этого населения, тем выше удельный вес лиц старших возрастов, что можно непосредственно увидеть, рассматривая кривые дожития.

И тем не менее уподобление населения, в котором наблюдается процесс старения, стационарному населению принципиально недопустимо. Если в прошлом, когда еще не наблюдалось снижения

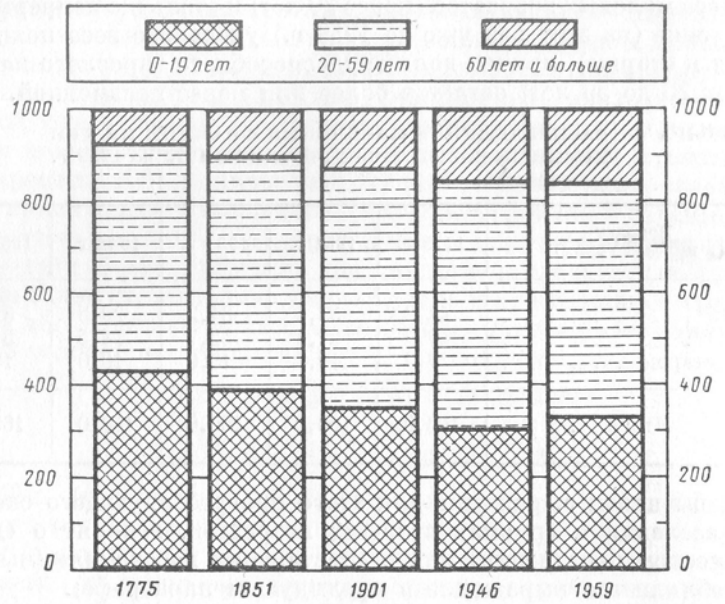

Рис. 71. Удельный вес трех крупных возрастных групп в населении Франции.

смертности, можно было рассматривать реальное население как близкое к стационарному населению [1], то начиная с того момента, когда смертность обнаружила тенденцию к снижению, относительное равновесие между рождаемостью и смертностью нарушилось и реальное население в значительной степени стало отклоняться от стационарного.

Когда и рождаемость в свою очередь проявляет тенденцию к снижению, то можно вновь наблюдать это стационарное состояние, новое равновесие между рождаемостью и смертностью, но уже на других уровнях. Население некоторых из современных западных стран недалеко от такого состояния.

Сравнивая это население с населением современных слаборазвитых стран, состояние которых близко к состоянию западных

[1] К тому же речь идет скорее о стационарном населении «в среднем», так как равновесие числа рождений и смертей осуществляется лишь в среднем.

стран в прошлом [1], можно вновь испытать искушение провести параллель между их возрастными группами и их уровнем смертности и вновь высказать утверждение, что старение населения связано с увеличением средней продолжительности человеческой жизни. Высказывая такую мысль, забывают, что при сравнении населения двух стран различие может быть обусловлено не только разными уровнями смертности, но также и разными уровнями рождаемости.

В конечном счете, как мы увидим в дальнейшем, причиной постарения населения служит уменьшение рождаемости, в то время как снижение смертности не оказывает существенного влияния на структуру населения.

Можно заметить также, что если смертность снижается, то происходит «выигрыш» человеческих жизней во всех возрастных группах. В частности, нужно вспомнить о роли процента детской смертности и процента смертности молодых людей, особенно в периоды повышения смертности. Масштабы возможного прогресса в этой области, связанного со снижением смертности, измеряются значительным приростом в первую очередь молодых возрастов. Поэтому нельзя считать установленным, что само по себе снижение смертности ведет к постарению населения, так как уменьшение смертности молодых и пожилых может взаимно компенсироваться, в результате чего удельный вес молодых и пожилых групп в общей численности населения может оставаться неизменным.

Наша аргументация по этому вопросу носит чисто абстрактный характер и поэтому не может окончательно решить вопрос. Более точное решение можно получить или обратившись к опыту, который дает эволюция некоторого реального населения, или к результатам теоретических расчетов.

Подобные расчеты были предприняты в некоторых гипотезах для того, чтобы наметить направление будущей эволюции населения ряда слаборазвитых стран (см. Le Tiers Monde, Cahier de travaux et documents de l'I.N.E.D, № 27). Из всей совокупности полученных результатов отметим следующие показатели (см. табл.4).

В этих двух типах эволюции населения смертность уменьшается регулярно и постепенно, приблизительно в том ритме, в котором это фактически происходило в европейских странах в XIX и в XX вв., причем средняя продолжительность жизни в течение 100 лет возрастает с 33 до 66 лет.

а) *Если плодовитость остается неизменной* (т. е. на высоком уровне — семеро детей на одну женщину в среднем), то структура населения меняется очень мало: незначительное увеличение удельного веса молодых (с 55,6% до 58,6%) и старых (3,9% вместо

[1] Это было верно несколько лет тому назад, до того как начала снижаться смертность. Именно к этой эпохе относится данное сравнение.

ТАБЛИЦА 4. ЭВОЛЮЦИЯ НАСЕЛЕНИЯ В СВЯЗИ С УМЕНЬШАЮЩЕЙСЯ СМЕРТНОСТЬЮ

Возрастные группы	Ситуация в начале эволюции	Ситуация в конце эволюции (продолжительность эволюции 100 лет)	
		эволюция при неизменной плодовитости	эволюция при условии уменьшающейся плодовитости
	рождаемость 50‰; смертность 30‰	рождаемость 46‰; смертность 7‰	рождаемость 17‰; смертность 13‰
0—19	55,6	58,6	31,4
20—59	41,5	37,5	53,6
60 и более . . .	2,9	3,9	15,0
Все возрасты . .	100,0	100,0	100,0
Средняя продолжительность жизни	33 года	66 лет	

2,9%), незначительное уменьшение доли среднего возраста — с 41,5% до 37,5%.

Отметим попутно, что это видоизменение структуры населения повлекло за собою небольшое уменьшение рождаемости (с 50‰ до 46‰), в то время как показатели плодовитости не изменились.

б) *Если плодовитость быстро сокращается* к концу эволюции, а это означает, что поколения обеспечивают только свою замену, то структура резко меняется: значительно сокращается удельный вес молодых групп (с 55,6% до 31,4%), сильно повышается удельный вес стариков (15% вместо наблюдавшихся ранее 2,9%) и заметно увеличивается доля взрослых (с 41,5% до 53,6%).

И хотя уровень смертности остается таким же, который принят и в первом расчете, коэффициент смертности повышается почти в два раза в результате постарения населения (с 7‰ до 13‰).

Таким образом, следует считать твердо установленным, что старение населения вызывается исключительно снижением плодовитости.

Старение представляется неизбежным результатом эволюции возрастной структуры населения. Действительно, с того момента, как в данном населении снижается смертность, возникает переходный демографический период. Раньше или позже проявляется и снижение плодовитости, и именно оно порождает постарение населения.

Во Франции эти два процесса происходили почти одновременно, вследствие чего прирост населения в этой стране в XIX в. был значительно меньшим, чем в других европейских странах,

а постарение населения проявилось раньше: оно очень заметно уже на пирамиде 1851 г., хотя к этому времени в соседних странах постарение населения было выражено весьма слабо. Это опережение других стран в эволюции населения во Франции привело к тому, что в настоящее время степень постарения французского населения (несмотря на происшедшее за последнее время омоложение основания пирамиды) [1]— одна из самых высоких среди всех стран мира.

В настоящее время во всем секторе слаборазвитых стран снизилась только смертность, в результате чего население этих стран сохраняет свою структуру с относительным преобладанием молодых групп.

Чтобы закрепить в памяти удельный вес крупных возрастных групп современного населения, нужно иметь в виду, что доля населения «до 20 лет» колеблется от 30 до 50% и что соответственно доля населения «старше 60 лет» варьирует от 17 до 4%. Из этого следует, что группа средних возрастов (от 20 до 59 лет) варьирует в сравнительно узких пределах — в среднем от 45 до 55%. При процессе постарения населения в стране происходит замена молодых старыми и таким образом осуществляется своего рода колебательное движение вокруг населения средних возрастов, относительное значение которых остается довольно стабильным.

Процесс старения населения еще далек от своего завершения даже в тех странах, которые дальше других продвинулись по пути этой эволюции. Если бы, например, население мира стабилизировалось при средней продолжительности жизни 80 лет, то создалось бы приблизительно следующее распределение по возрастам:

25% — менее 20 лет;
50% — от 20 до 59 лет;
25% — от 60 лет и выше.

Понятно, что в случае уменьшающегося населения удельный вес старших возрастных групп мог бы быть еще более значительным [2].

Но при всех условиях, если сокращение смертности касается *всех* возрастов, то оно не может быть фактором постарения населения [3]. Этому способствует и тот факт, что медико-санитарный

[1] Выражение «омоложение основания пирамиды» употребляется здесь в противоположность «старению основания пирамиды»; значение этого последнего выражения будет объяснено ниже. Отметим, что это омоложение не было достаточно сильным, чтобы приостановить неуклонное возрастание удельного веса старших возрастных групп; омоложение только несколько ослабило этот процесс.

[2] См. табл. 6 на стр. 279.

[3] Конечно, поскольку выигрыш в продолжительности человеческих жизней, вытекающий из уменьшения смертности, распределяется среди различных возрастных групп без изменения структуры населения. Фактически это обычно происходит именно так.

прогресс вызывает уменьшение главным образом смертности экзогенного характера. Поэтому старение населения вызывается снижением рождаемости [1]. В целях бóльшей выразительности можно сказать, что существует *старение по отношению к основанию* (подразумевается основание пирамиды): удельный вес старших возрастных групп возрастет за счет относительного уменьшения числа молодых.

В наиболее развитых странах теперь нужны еще лишь небольшие успехи, чтобы полностью уничтожить смертность от экзогенных причин. Так, например, Норвегия в отношении смертности в настоящее время недалека от достижения биологических пределов.

Вслед за этим последует прогресс в борьбе за снижение эндогенной смертности, т. е. главным образом смертности от старости: можно считать, что эндогенная смертность составляет 12 умерших в возрасте до 20 лет на 1000 родившихся. Сокращение смертности сбережет тогда жизни людей пожилого возраста: в этих условиях уменьшение смертности становится фактором старения населения. Мы будем называть его *постарением с вершины* (подразумевается с вершины пирамиды).

До сих пор мы рассматривали влияние рождаемости и смертности на степень постарения населения. Но представляется очевидным, что миграционные движения населения в зависимости от направления этих движений влекут за собой или убыль, или дополнительный приток населения и тем самым могут изменять возрастную структуру населения. Практически мигрирующие лица обычно принадлежат к молодым возрастным группам (молодые работники, иногда имеющие детей). Поэтому миграции, как правило, способствуют постарению населения той страны, из которой эмигрируют, и омоложению населения той страны, куда они иммигрируют.

Если страна, принимающая к себе мигрантов, в силу внутренних демографических условий подвергается ускоренному постарению населения, то приток иммигрантов может в той или иной степени задерживать этот процесс. Без притока молодых иммигрантов Франция в настоящее время имела бы значительно более старое население. Отметим также, что миграции сельскохозяйственного населения и бегство из деревни в город в большинстве случаев служат факторами постарения населения во французских деревнях.

[1] Так, например, в нашем последнем примере тот факт, что население становится стационарным при средней продолжительности жизни 80 лет, предполагает, что рождаемость уменьшается так же, как уменьшается смертность. С полным основанием можно видеть в снижении смертности *косвенную* причину старения населения, если в силу различных причин изменения в смертности вызывают необходимость соответствующих коррективов в рождаемости.

Общие принципы изучения возрастной структуры населения

Не существует такой совокупности или группы людей, для которой изучение возрастной структуры не представляло бы интереса. Мы только что рассмотрели обычный случай населения страны, изучаемого в его совокупности.

а) Изучение возрастной структуры и построение пирамиды сохраняют свое значение и свой интерес также и при изучении населения с небольшой численностью. И хотя на основании данных о таком микронаселении нельзя исчислять относительные показатели, поскольку при этом в демографических явлениях могут быть случайные колебания, все же изучение структур населения и в первую очередь возрастной структуры всегда сохраняет свое значение. Дальше мы увидим (см. часть III, гл. 3), что при оценке демографической ситуации какого-нибудь населения, особенно если мы имеем дело с небольшим по численности населением, именно рассмотрение возрастной структуры дает нам элементы ответа на ряд существенных вопросов.

б) Речь может идти и о населении в ином смысле, т. е. о совокупности людей, члены которой не обязательно связаны между собой географически; так, например, можно говорить о совокупности работников какого-либо коммерческого предприятия.

Как в первом, так и во втором случае понятие «постарение населения» сохраняет свое место и значение.

Вообще говоря, при рассмотрении возрастной структуры населения построение возрастных групп диктуется самой природой изучаемой проблемы. Так, например, если ставится цель изучить возрастную структуру экономически активного населения какой-нибудь страны, то наряду с традиционными пятилетними группами [1] можно, например, провести грань около центрального возраста, приблизительно соответствующего середине активного периода человеческой жизни, например 40 или 45 лет: в этом случае мы будем иметь две большие группы — от 14 лет до 39 лет или от 14 лет до 44 лет и соответственно от 40 лет и старше или от 45 лет и старше. На основании расчетов экономически активного населения Франции по состоянию на 1 января 1956 г. и прогнозов на 1 января 1960 г. и 1 января 1965 г. [2] ожидается следующая эволюция (см. табл. 5а).

Как можно видеть из этой таблицы, процесс постарения достигает максимума к 1960 г.; в 1965 г. в рабочий возраст включаются многочисленные поколения рождения 1946 г. и последующих лет, и это приводит к омоложению населения. Однако если бы мы

[1] Во Франции по закону трудовая деятельность не может начинаться ранее 14 лет. Поэтому можно построить группы 14—19 лет, 20—24 лет, 25—29 лет и т. д.

[2] См. Études et conjoncture, № 1—2, 1956.

ТАБЛИЦА 5а. ЭВОЛЮЦИЯ ЭКОНОМИЧЕСКИ АКТИВНОГО НАСЕЛЕНИЯ ФРАНЦИИ

Возрасты	1 января 1956 г. (расчет)		1 января 1960 г. (прогноз)		1 января 1965 г. (прогноз)	
	Абсолютные числа (тыс)	Относительные числа	Абсолютные числа (тыс)	Относительные числа	Абсолютные числа (тыс)	Относительные числа
14—44 года	11 766	60,2	11 712	59,7	12 901	64,1
45 лет и старше	7 765	39,8	7 907	40,3	7 241	35,9
Все возрасты	19 531	100,0	19 619	100,0	20 142	100,0

провели грань между двумя большими возрастными группами не на 45 годах, а на 40 годах, то получилась бы другая картина эволюции возрастной структуры населения, что можно увидеть на табл. 5б, где удельный вес двух групп имеет другой характер.

Читатель может сам найти причины этого видимого расхождения.

ТАБЛИЦА 5б.

Возрасты	1 января 1956 г.	1 января 1960 г.	1 января 1965 г.
14—39 лет	50,4	53,1	52,5
40 лет и старше	49,6	46,9	47,5
Все возрасты	100,0	100,0	100,0

То обстоятельство, что мы здесь рассматривали только две группы возрастов, автоматически влечет за собой уменьшение удельного веса более старших групп, в то время как относительное значение самых молодых групп, напротив, возрастает. Если выше, чтобы судить о степени старения всей совокупности населения, мы рассматривали три возрастные группы, то две крайние группы (наиболее молодые и наиболее старые) могли варьировать в одном направлении за счет сокращения (а теоретически возможно и за счет увеличения, хотя такая возможность представляет более редкий случай для группы средних возрастов), в результате чего могло одновременно происходить и постарение населения (в результате увеличения процента старых возрастов) и его омоложения (за счет увеличения процента молодых).

Ничто не препятствует тому, чтобы в целях наблюдения большего количества оттенков экономически активное население рассматривалось в разрезе не двух, а трех возрастных групп. Однако, поступая таким образом, не следует стремиться к тому, чтобы установить полную параллель с делением на три возрастные

группы всей *совокупности* населения. Это последнее деление имеет своей задачей показать относительное значение трех довольно определенных категорий населения — молодых, среднего возраста и старых; эти три группы выполняют в обществе разные роли и имеют отчетливо дифференцированные потребности. Напротив, экономически активное население отличается значительно большей однородностью, и это не позволяет так резко разграничивать составляющие его группы.

В некоторых случаях изучение структуры населения при наличии разумно выбранных групп позволяет видеть, как будет происходить замена поколений, и на этом основании делать прогнозы о будущей численности населения. Уточним нашу мысль на следующем примере.

Экономически активное население в сельском хозяйстве пополняется почти исключительно за счет детей лиц, занятых в сельском хозяйстве; профессиональная деятельность в сельском хозяйстве начинается очень рано, и сельскохозяйственное население очень подвержено профессиональным миграциям. Для замены этого населения требуется, чтобы наиболее молодые по возрасту группы по своей численности были по меньшей мере равны тем более старшим поколениям, которые они призваны заместить.

С этой точки зрения сравнение двух групп — 15 — 34 года и 35—54 года, которые в совокупности составляют основную часть активного населения,— чрезвычайно поучительно. Проведем это сопоставление по мужскому сельскохозяйственному населению в четырех департаментах Франции.

ТАБЛИЦА 6. ФРАНЦИЯ. ЭКОНОМИЧЕСКИ АКТИВНОЕ МУЖСКОЕ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОЕ НАСЕЛЕНИЕ ПО ДАННЫМ ПЕРЕПИСИ на 10 мая 1954 г. (5%-ное выборочное обследование)

Возраст на 1 января 1955 г.	Мэн и Луара	Эна	Мозель	Восточные Пиренеи
15—34 года	28 560	18 840	7 200	8 220
35—54 года	20 580	14 050	8 140	10 050
Число экономически активных в возрасте 15—34 лет в процентах к числу активных лиц 35—54 лет	139	134	89	74

В двух первых департаментах замена старших поколений младшими полностью обеспечена (не говоря уже о том, что в течение 20 лет смертность населения в возрасте 15—34 лет должна будет сократиться на 6—7%). Напротив, в двух последних департаментах выявляется значительный дефицит и замена старших поколений не обеспечена (конечно, если не рассчитывать на маловероятную миграцию работников в сельское хозяйство).

Пример профессионального населения

После того как мы рассмотрели население в наиболее обычном и общепринятом смысле, мы теперь приступим к рассмотрению особых совокупностей, для которых, однако, рассмотрение возрастной структуры сохраняет свой интерес.

Для того чтобы изучение возрастной структуры было достаточно охватывающим и полным, в данном случае как и в отношении населения в целом, следует построить возрастную пирамиду. Эти особые совокупности подвержены воздействиям не только обычных демографических факторов (рождаемость, смертность), но также и других факторов прибыли и убыли населения; поэтому структура возрастных пирамид у этих особых совокупностей приобретает своеобразный вид, необычный и сильно отличающийся от тех возрастных пирамид, к которым мы привыкли. Тем не менее и эти необычные пирамиды остаются свидетелями прошлой демографической истории (в широком смысле этого слова) наблюдаемой совокупности. Но для правильного понимания такой пирамиды необходимо достаточное знание силы законов обновления, действующих в рассматриваемой социальной группе.

Эти общие соображения могут быть поняты лучше, если в качестве иллюстрации рассмотреть возрастные пирамиды одной профессиональной группы, а именно преподавателей французской средней школы. Мы будем рассматривать три группы учителей, имеющих диплом, по разделам «Литература», «Физика», «Естественные науки», данные относятся к 11 марта 1957 г., классификация возрастов — к 1 января 1957 г. [1].

Все три пирамиды (рис. 72, *а*, *б*, *в*) охватывают возрасты от 20 до 65 лет [2]. Возраст вступления в данную корпорацию зависит от результатов конкурса: значительная вариация возрастов допущенных кандидатов делает основание пирамиды очень тонким. Так как по существующим законам в 65 лет обязателен выход в отставку и так как в зависимости от желания заинтересованных лиц выход в отставку возможен и между 60 и 65 годами, наблюдается довольно резкое сокращение числа учителей после 60 лет и сокращение до нуля к 65 годам. Малые прямоугольники — в крайних возрастах, большие — в средних возрастах — такова в общих чертах характеристика этих трех пирамид, хотя между ними существуют и значительные различия:

«Пирамида преподавателей литературы» (рис. *а*) в наибольшей степени соответствует общей схеме. Сужение пирамиды после 40 лет связано с двумя причинами:

[1] См. Répartition par âge des professeurs de l'enseignement du second degré d'après le tableau du 11 mars 1957. Ministère de l'Éducation Nationale, Direction de l'Enseignement du Second Degré, 5-e Bureau, Section des Études statistiques.

[2] Отметим, что ни один учитель не начинал преподавания ранее 22 лет, а по физическим наукам даже ранее 23 лет.

со смертностью и прочими факторами убыли (главным образом с переходом в другую корпорацию);

с общим увеличением численности учителей литературы, связанным с расширением среднего образования во Франции, в результате которого с каждым годом на преподавательскую работу привлекается все большее число работников. Поскольку это

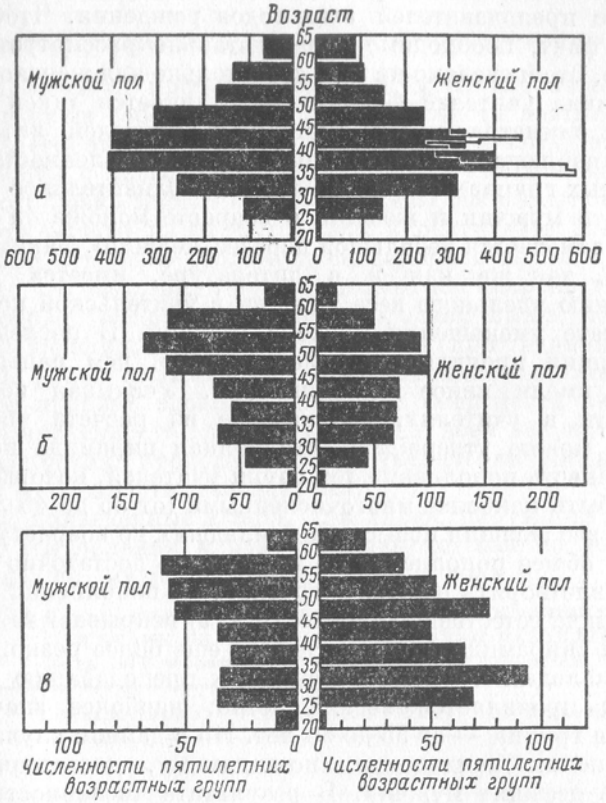

Рис. 72. Возрастная пирамида преподавателей французских школ второй ступени (*а* Литература, *б* Физика, *в* Естествознание).

увеличение продолжается, условия доступа в корпорацию смягчаются (например, путем отмены конкурсов), возрастные группы 30—34 года и 25—29 лет могут в будущем заметно увеличить свою численность и стать самыми значительными элементами пирамиды.

Численность преподавателей мужского и женского пола почти одинакова, однако в наиболее молодых группах (25—29 лет и 30—34 года) численность женщин превышает численность мужчин. Это, по-видимому, объясняется относительным охлаждением

мужчин к учительской деятельности при сохранении интереса к этой профессии у женщин [1].

Некоторые характерные черты структуры данной совокупности населения могут восходить к тем совокупностям, от которых они произошли. Так, например, дефицит в рождаемости, вызванный войной 1914—1918 гг., отразившийся на поколениях 1915—1919 гг., до сих пор находит свое отражение в меньшем количестве преподавателей этих годов рождения. Чтобы подметить этот факт, необходимо более детально рассмотреть каждое поколение. Это и сделано на рис. *а*, но только для женского пола [2].

«Пирамида учителей физики» не отличается такой правильностью и симметрией, как «пирамида учителей литературы». Здесь мы наблюдаем значительный перевес численности мужчин в возрастных группах старше 45 лет и приблизительное равенство численности мужчин и женщин в возрасте моложе 45 лет (если только не замечается небольшой перевес женщин). Таким образом, в физике, так же как и в литературе, имеется тенденция к повышению удельного веса женщин в учительской корпорации в результате уменьшения притока мужчин. В последние годы эта тенденция проявляется более заметно, чем раньше, когда мужчины имели явное большинство [3]. Учитывая возрастание потребности в учителях, вытекающее из расчета численности учеников, можно утверждать, что данная пирамида показывает недостаточность пополнения тех групп учителей, которые должны были бы быть наиболее многочисленными (от 35 до 45 лет). Если удельный вес женщин повысился в младших по возрасту группах, то все же общее пополнение не могло быть достаточно большим, чтобы удовлетворить общую потребность в пополнении учителей.

«Пирамида естественных наук» (рис. *в*) вскрывает те же аномалии, что и «пирамида физики», только еще более резко. Нерасположение молодых поколений мужчин к преподаванию естественных наук проявляется весьма четко: наиболее значительная возрастная группа — от 55 до 60 лет. Но в данном случае численность женских кандидатур, по-видимому, достаточна, чтобы выравнять дефицит мужчин. В результате численность женщин среди преподавателей естественных наук на 44 % превышает соответствующую цифру мужчин (466 против 323).

---

[1] Что касается группы 25—29 лет, то тут сказывается также отвлечение мужчин на военную службу.

[2] Необходимо отметить, что для горизонтального масштаба, относящегося к численности населения в среднем за пятилетие, требовалось (в противоположность тому случаю, когда масштаб дан для каждого года и нужно отобразить группу за пять лет) умножить на пять численность населения за каждый год. Это следует учитывать при чтении пирамиды.

[3] Это замечание оправдывается лишь в том случае, если не существует допуска пожилых возрастов (например, старше 45 лет) в рассматриваемую корпорацию, т. е. если существующие весьма значительные группы пожилых поколений мужчин сложились в результате привлечения мужчин в корпорацию в прошлом. Именно такой случай имеет место здесь.

Другие типы структуры

Рассмотрение структуры населения по возрастам часто дополняется изучением каждого возраста или каждой возрастной группы некоторыми признаками, а именно: семейное положение (холост, состоит в браке, вдовец, разведен), профессиональная деятельность, обучение в школах.

Возрастная структура и семейное состояние

Весьма высокий процент брачности в начале взрослых возрастов влечет за собой переход основной части каждого поколения из категории холостых в категорию женатых (замужних). В дальнейшем с повышением возраста и с увеличением продолжительности брака многие семейные союзы распадаются в результате смерти одного из супругов или в результате развода. Эта общая схема отражает различия, связанные с полом и с эпохой: в силу того что смертность мужчин выше, чем смертность женщин, причем возраст женатых мужчин в среднем выше, чем возраст замужних женщин, мы наблюдаем, что при равном возрасте среди лиц, ранее вступивших в брак, процент вдов значительно выше, чем процент вдовцов; снижение смертности значительно сократило численность вдовцов и вдов по всем возрастным группам; и, напротив, продолжающееся увеличение числа разводов повысило численность разведенных.

Цифры, приведенные в табл. 7, и иллюстрирующий их рис. 73 освещают эти явления в разных аспектах, как по эпохам, так и отдельно по мужскому и женскому полу.

ТАБЛИЦА 7. ФРАНЦИЯ. ЧИСЛО ХОЛОСТЫХ (Х), СОСТОЯЩИХ В БРАКЕ (Б), ВДОВЦОВ И ВДОВ (В) И РАЗВЕДЕННЫХ (Р) на 1000 человек населения (по каждой возрастной группе)

	1 января 1946 г.				1 января 1951 г.				1 января 1956 г.			
	Х	Б	В	Р	Х	Б	В	Р	Х	Б	В	Р
Мужчины												
20—24	772	226	1	1	773	226	—	1	787	212	—	1
35—39	161	802	14	23	155	807	8	30	127	842	6	25
50—54	81	854	47	18	89	846	41	24	94	838	36	32
65—69	71	755	162	12	67	772	147	14	63	787	133	17
Женщины												
20—24	533	458	4	5	498	497	2	3	511	485	1	3
35—39	123	807	44	26	105	821	33	41	102	836	22	40
50—54	122	687	170	21	112	717	144	27	102	737	127	34
65—69	103	415	467	15	102	419	461	18	111	430	439	20

В возрасте 50—54 лет у мужчин и 35—39 лет у женщин результаты снижения численности вдовых и соответствующего повыше-

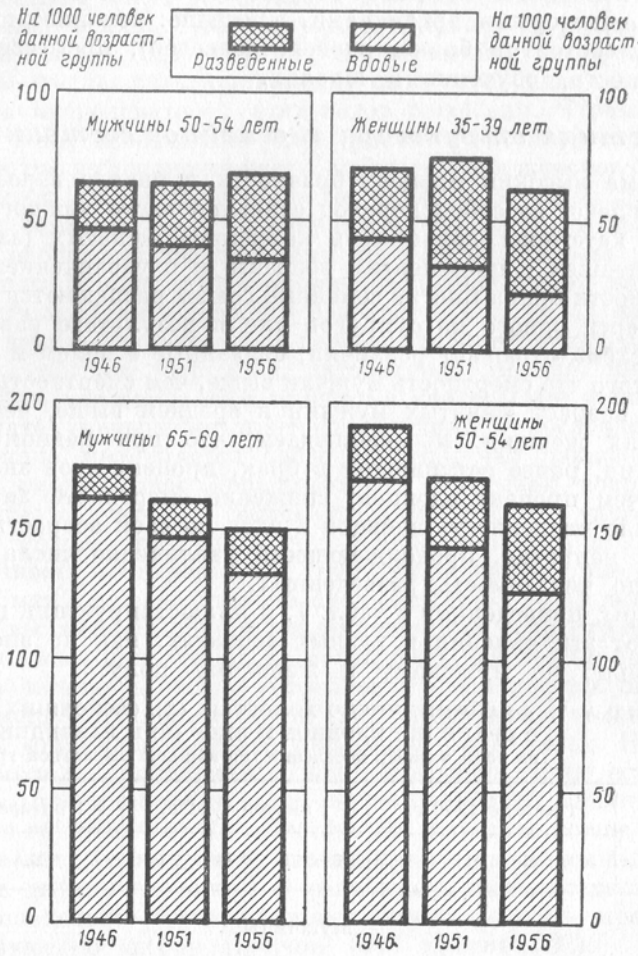

Рис. 73.

ния численности разведенных почти компенсируются. Вне этих групп преобладание сохранившихся семейных союзов выражено очень отчетливо.

В группе 65—69 лет более 3/4 мужчин еще остаются женатыми (более точно от 75,5% до 78,7%) приблизительно против 40% у женщин того же возраста (от 41,5% до 43,9%).

Подразделение каждой возрастной группы на экономически активных и неактивных, обучающихся в школах и не обучающихся в школах иллюстрируется при помощи следующих коэффициентов: коэффициент экономической активности данного возраста (или данной группы возрастов) выражается отношением численности экономически активных к общей численности населения того же возраста. Классификация на экономически активных и неактивных производится на основании определенных правил, в которых есть известный элемент произвола. Занимающихся некоторыми видами деятельности не признают экономически активными (например, домашних хозяек). Напротив, к числу экономически активного населения относятся все те, кто при проведении переписи заявил о своем занятии тем или иным видом деятельности, хотя бы эта деятельность и была весьма ограниченной (как это часто бывает у старых людей в сельском хозяйстве) [1]. Наконец, некоторые виды деятельности, о которых следовало бы сказать при переписи, фактически скрывают: чаще всего это лица, находящиеся на пенсии, скрывающие выполняемую ими работу, чтобы избежать вычетов из пенсии; поэтому данное лицо в переписи не учитывается как экономически активное [2];

Коэффициент охвата школьным обучением для данного возраста (или, что практикуется реже, для данной возрастной группы) — это отношение числа детей, посещающих школу, к общей численности детей того же возраста.

Несколько примеров таких расчетов имеется в табл. 8а и 8б.

В то время как статистика экономически активного населения обычно получается в результате переписей (расчеты коэффициента экономически активного населения также делаются, как правило, каждые 5 или 10 лет в соответствии с датами переписей населения), статистические данные об учащихся, хотя они также могут быть получены по материалам переписей, нередко представляются тем государственным органом, который организует и контролирует полностью или частично школьное образование (во Франции — министерство народного просвещения). Во Франции уже в течение нескольких лет мы располагаем в начале каждого нового учебного года статистическими данными об учащихся

[1] Отметим также, что условия, касающиеся военных, проходящих действительную службу, варьируют в зависимости от страны. Например во Франции, как правило, призывники не относятся к числу экономически активного населения. Напротив, профессиональные (кадровые) военные включаются в экономически активное население. Наконец, лица, обычно занятые каким-либо видом деятельности, но не имеющие работы и ищущие ее в момент переписи, также включаются в активное население.

[2] Впрочем, это сокрытие по существу бесполезно, так как все сведения, сообщенные при переписи, не разглашаются.

ТАБЛИЦА 8а. **ФРАНЦИЯ. ДАННЫЕ ПЕРЕПИСИ от 10 мая 1954 г.**

Возраст по состоянию на 1 января 1955 г.	Экономически активное население (тыс. человек)	Общая численность населения (тыс. человек)	Коэффициент экономически активного населения (на 1000 человек)
Мужчины			
35—39 лет . . .	866,6	886,9	977
Женщины			
35—39 лет . . .	354,8	904,5	392

Источники: Études et conjoncture, № 1—2, janvier—février 1956 и Recensement général de la population de mai 1954. Результаты 5%-ного выборочного обследования.

ТАБЛИЦА 8б. **ФРАНЦИЯ. ОБУЧЕНИЕ В ШКОЛАХ в 1957—1958 гг.**
(население, посещающее школы)

Возраст по состоянию на 1 января 1958 г.	Все население (тыс. человек)	Обучающиеся в каких-нибудь учебных заведениях (тыс. человек)	Коэффициент охвата обучением на 1000 человек населения
Мужской пол			
3—5 лет	1 189	740,6	623
. . .	. . .	. . .	. . .
17 лет	263	64,8	246
Женский пол			
3—5 лет	1 142	737,9	646
. . .	. . .	. . .	. . .
17 лет	254	66,8	263

Источник: Bureau Universitaire de Statistique. Feuille documentaire № 817. novembre-décembre 1958.

по возрастам и по типам образования. На основе этих данных можно исчислять наряду с коэффициентами по возрастам также и коэффициенты охвата школьным обучением по видам учебных заведений. Так, например, 64 800 мальчиков в возрасте 17 лет, учившихся в 1957—1958 гг. (см. табл. 8б), могут быть разгруппированы в зависимости от того, получали ли они общее начальное образование, среднее образование, техническое или высшее образование (см. табл. 9).

ТАБЛИЦА 9. **ФРАНЦИЯ. ОБУЧЕНИЕ МАЛЬЧИКОВ в 1957—1958 гг. В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ТИПА ОБРАЗОВАНИЯ**
(Число учащихся в тысячах, коэффициент охвата обучением на 1000 человек)

Возраст—17 лет на 1 января 1958 г. Всего обучающихся 263 000									
Начальное образование		Среднее образование		Техническое образование		Высшее образование		Все виды образования	
число учащихся	коэффициент охвата обучением	число учащихся	коэффициент охвата обучением	число учащихся	коэффициент охвата обучением	число учащихся	коэффициент охвата обучением	число учащихся	коэффициент охвата обучением
0,4	1	30,1	114	32,0	122	2,3	9	64,8	246

Источник: табл. 8б.

Такую же разбивку на группы можно провести и в отношении экономически активного населения (так, например, можно подразделять экономически активное население по секторам), но, как правило, это редко делается на практике. Напротив, чаще производится расчет числа экономически активных лиц на 1000 человек в отдельных подгруппах населения, например сельскохозяйственное [1] или несельскохозяйственное население.

Наконец, если речь идет о деятельности или о школьном обучении, то могут представлять интерес также и расчеты по возрастам и по административным или по географическим подразделениям.

Условия, в которых мы вынуждены измерять экономическую активность населения или охват школьным обучением, таковы, что в большинстве случаев относительные показатели не могут вполне точно соответствовать определенным возрастам или возрастным группам.

Таким образом, коэффициент активного населения в табл. 8а относится к группам, несколько более молодым, чем те, которые указаны в первой колонке, где возраст дается на 1 января, следующее за датой проведения переписи. Это вытекает из того факта, что при проведении переписи оперируют классификацией по поколениям или по группам поколений и эта классификация не совпадает с классификацией по возрастам или по возрастным группам по состоянию на 1 января (так как дата проведения переписи практически никогда не совпадает с 1 января). В те периоды

[1] Население тех хозяйств, глава которых занимается сельским хозяйством. Наряду с такими хозяйствами существуют и смешанные хозяйства, в которых глава хозяйства занимается сельским хозяйством, но некоторые члены семьи не занимаются им или наоборот; но основная часть деятельности в области сельского хозяйства выполняется лицами, занятыми в сельском хозяйстве.

жизни, когда деятельность мало меняется в зависимости от возраста, расхождение будет незначительным. Но картина будет иной, если мы будем рассматривать наиболее молодые и пожилые возрасты, где эти колебания весьма значительны; в этом случае необходимо прибегнуть к графическим интерполяциям, чтобы точно оценить коэффициент активного населения по каждому возрасту или каждой возрастной группе [1].

Только что высказанное наблюдение относится также и к относительным показателям охвата школьным обучением, однако с тем уточнением, что исчисляемые коэффициенты охвата школьным обучением базируются на сведениях, представляемых администрацией (во Франции это министерство народного просвещения); поэтому в них чаще всего фигурируют цифры, относящиеся к периоду, лишь незначительно отстоящему от начала учебного года, т. е. от 1 октября. Обычно сведения даются по состоянию на начало ноября, после полного окончания приема учащихся, на основании установленных административных отчетов. Исходя из предположения, что колебания общей численности учащихся в течение школьного года будут незначительными [2], не вызывает никаких неудобств образование групп по возрастам или по возрастным группам в исполнившихся годах по состоянию на 1 января (иногда говорят на 31 декабря, но это в сущности одно и то же), так как эта дата следует вскоре за началом учебного года.

На рис. 74 изображаются коэффициенты активности населения по полу и возрасту во Франции в 1954 г. (перепись 10 мая).

Относительные показатели соответствуют возрастам и группам возрастов на день переписи; как уже было сказано, эти данные являются результатом интерполяции на основе возрастной структуры на 1 января 1955 г.

Экономическая активность населения во Франции начинается с 14 лет (до этих лет ребенок проходит обязательное школьное обучение). Коэффициент экономической активности населения очень быстро повышается с возрастом и скоро достигает максимума, причем у мужчин максимум приходится на период от 25 до 45 лет (около 97% экономической активности по отношению к общей численности населения данного возраста), а у женщин первый максимум достигается к 19 годам (около 64% экономически активных); вслед за тем наблюдается снижение, и позже, между 45 и 50 годами, достигается второй (относительный) максимум (около 47% экономически активных).

По достижении возраста 75 лет активность резко сокращается, причем статистические данные обычно еще преувеличивают реальное значение экономической активности наиболее пожилых возрастных групп (обычно в число экономически активных относят стариков, заявляющих во время переписи о своей деятельности, хотя фактически она крайне незначительна; особенно часто это происходит в сельском хозяйстве).

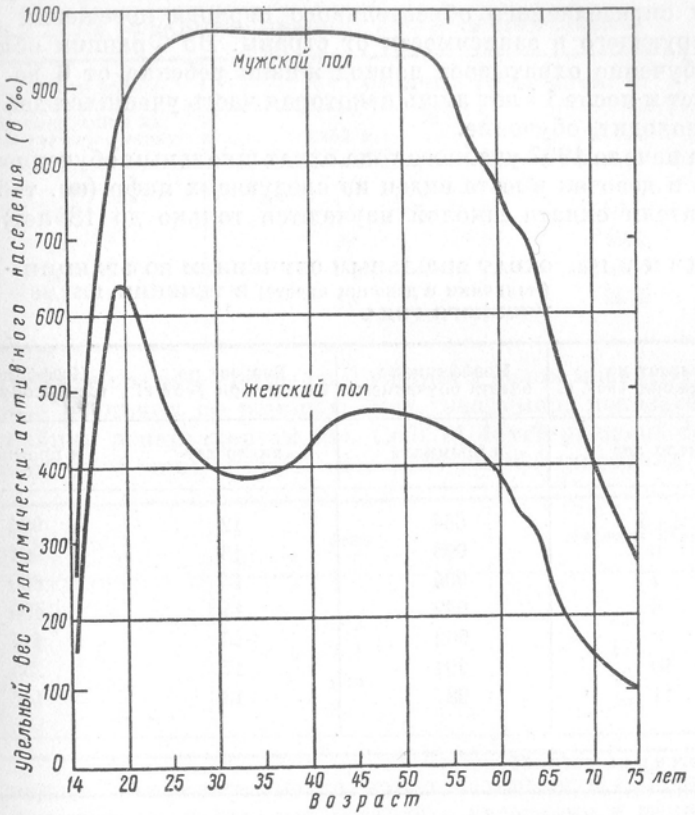

Рис. 74. Удельный вес экономически активного населения во Франции на 10 мая 1954 г.

На протяжении всех возрастов удельный вес экономически активных среди мужчин превышает удельный вес экономически активных среди женщин. Резкое снижение удельного веса экономически активных среди женщин после 19 лет объясняется замужеством и рождением детей, из-за чего значительная часть женщин

[1] Под точным возрастом мы понимаем здесь возраст (или возрастную группу), когда все лица, входящие в этот возраст, имеют равное число исполнившихся им лет. Таким образом, если мы говорим, что коэффициент активности среди мальчиков 14 лет составляет $250^0/_{00}$, то это означает, что среди всей численности мальчиков, которым на определенную дату уже исполнилось 14 лет (и поэтому возраст их составляет на эту дату от 14 до 15 лет), $^1/_4$ их является экономически активной.

[2] Следует допустить, что, как правило, эти колебания действительно незначительны, за исключением, вероятно, тех возрастов, которые совпадают с началом и с окончанием обязательного обучения в школе: во Франции соответственно 6 и 14 лет. Вначале и в конце обязательного обучения могут происходить как массовые поступления, так и массовые выбытия.

бывает прикована к своему семейному очагу. После 35 лет вновь происходит некоторое повышение удельного веса экономически активных женщин. Это объясняется тем, что в этом возрасте постоянное присутствие женщин дома менее необходимо, так как дети уже подросли.

Коэффициент охвата школьным обучением зависит от существования определенного обязательного периода посещения школы, варьирующего в зависимости от страны. Во Франции обязательное обучение охватывает период жизни ребенка от 6 до 14 лет; до 6 лет и после 14 лет лишь некоторая часть учащихся добровольно проходит обучение.

На начало 1957 учебного года охват школьным обучением мальчиков и девочек вместе виден из следующих цифр (см. табл. 10а; показатели охвата школой изучаются только до 18 лет).

ТАБЛИЦА 10а. **ОХВАТ ШКОЛЬНЫМ ОБУЧЕНИЕМ ВО ФРАНЦИИ** (мальчики и девочки вместе) **В ТЕЧЕНИЕ 1957/58 УЧЕБНОГО ГОДА**

Возраст на 31 декабря 1957 г.	Коэффициент охвата обучением	Возраст на 31 декабря 1957 г.	Коэффициент охвата обучением
число лет	в промилле	число лет	в промилле
3—5	634	12	984
6	993	13	981
7	994	14	660
8	992	15	496
9	992	16	414
10	991	17	255
11	987	18	148

Источник: табл. 8б.

От 6 и до 13 полных лет коэффициент охвата обучением в школах в промилле очень близок к 1000 [1]. После того как школьникам исполняется 14 лет [2], показатели отражают уже не обязательное, а добровольное посещение учебных заведений. Быстрый прогресс добровольного обучения после завершения обязательного — одна из характерных черт современной эпохи в развитых странах.

Табл. 10б отражает повышение процента учащихся в возрасте выше 14 лет, добровольно посещавших учебные заведения с начала 1953 учебного года по начало 1957 учебного года.

ТАБЛИЦА 10б. **ФРАНЦИЯ. ПРОЦЕНТ ПОСЕЩАЮЩИХ ШКОЛЫ**

Возраст (число исполнившихся лет на 31 декабря, следующее за началом учебного года)	На начало учебного года	
	1953 г.	1957 г.
14	56	66
15	39	49,5
16	30	41,5
17	19	25,5

Однако эти средние цифры по Франции в целом маскируют значительные различия по районам. Вот, например, показатели по двум крайним департаментам (см. Coût et développement de l'enseignement en France, I.N.S.E.E., 1958; коэффициент на 1000).

Возраст	Сена	Луара и Шер
14 лет	962	333
15 лет	751	171
16 лет	569	124
17 лет	344	71

Последнее замечание: иногда может возникнуть соблазн связать показатели экономически активного населения и показатели посещения школ за один и тот же возраст, исходя из того предположения, что экономическая активность и посещение школы взаимно исключают друг друга. Из такого предположения, казалось бы, вытекает, что если в данном возрасте нет тунеядцев, то показатели деятельности и показатели посещения школ должны взаимно дополнять друг друга и по одному из них можно определить другой.

---

[1] Полностью 1000 практически никогда не достигается из-за больных детей и инвалидов, не могущих посещать учебные заведения.

[2] Нужно отметить, что группа учащихся, которым по состоянию на 31 декабря 1957 г. уже исполнилось 14 лет, как это показано в табл. 10а, включает также и детей, которые еще подлежат обязательному школьному обучению, а именно тех, которые достигают своего 14-летия только в октябре, в ноябре и в декабре. Для большей точности можно сказать, что если ситуация, отражаемая табл. 10а, соответствует данным обследования, проведенного около 1 ноября, то только школьники, 14-летие которых приходится на ноябрь и декабрь, отражаются в общем итоге 14-летних. Поэтому относительные показатели, включающие этих школьников, не вполне точно измеряют процент добровольного посещения школ в этом возрасте. Можно было бы сделать аналогичные замечания и в отношении группы 6-летних. Но следует все же признать, что вытекающая отсюда неточность незначительна и не требует изменения существующего порядка. Это один из случаев, когда некоторая неточность данных вытекает из применения государственных законов, которые никогда не соблюдаются с полной точностью.

Однако такая точка зрения неверна. Не говоря уже о том, что некоторые виды экономической активности часто сочетаются с посещением школ (преимущественно технического характера), надо подчеркнуть, что нередко между окончанием школьного обучения и началом экономически активной деятельности протекает более или менее продолжительный период, когда бывший ученик уже не учится, но еще и не работает. Это особенно заметно у девочек, значительная часть которых после окончания школы остается у домашнего очага на какой-то промежуток времени. Таким образом, сумма относительных показателей хозяйственной деятельности и посещения учебных заведений для данного возраста обычно не дает полную единицу и знание вариаций во времени одного из этих показателей, например процента охвата школьным обучением, не позволяет делать вывод о другом показателе, в данном случае об удельном весе экономически активного населения [1].

Прочие характеристики структуры

Те типы структур, которые мы изучали, складываются в результате анализа индивидуальных характеристик и состава определенных групп населения («субнаселения»), в которых все индивидуумы обладают одной и той же характеристикой или одной и той же совокупностью характеристик, например структура по принадлежности к различным возрастным группам, структура по тройной принадлежности к одному из двух полов, к различным возрастным группам и к различным семейным состояниям и т. д.

Не все перечисленные нами характеристики чисто демографические. Некоторые из них относятся к экономической сфере (экономически активное и неактивное население), другие — к социальной (обучение в школах). Можно также устанавливать связь между некоторыми географическими характеристиками и определенными типами населения (городское, сельское) и т. д.

В других типах описания населения основную роль играет уже не отдельный индивидуум; он выступает только как член таких групп, как семья, домашнее хозяйство, причем основное внимание обращается именно на эти группы.

Под семьей понимают чаще всего некое «ядро», образуемое отцом, матерью и детьми. Но с этим определением связаны многочисленные затруднения.

Можно условиться, что мы будем считать семьей супружескую пару без детей (если эта пара или вообще никогда не имела детей, или же лишилась детей вследствие их смерти). Такая семья перестает существовать после смерти одного из супругов. Напротив, может продолжаться существование семьи, возникшей из семейного ядра (при наличии детей), даже и после того, как такая семья лишилась в результате смерти или развода одного из родителей. В этом последнем случае нужно условиться, что семья продолжает существовать вокруг того супруга, который заботится (или заботился, если дети уже выросли) о детях.

[1] Эти замечания основываются на том, что имеется возможность из года в год следить за процентом охвата школьным обучением, в то время как удельный вес экономически активного населения становится известным лишь при проведении переписей. Вот почему и возникает соблазн выводить одни проценты на основе других. Однако этот метод совершенно непригоден.

Но возникает вопрос: как рассматривать незамужних матерей? С первого взгляда может казаться естественным такое решение вопроса: допустить, что незамужние матери вместе со своими детьми образуют семью, но не включать в состав семьи случайного сожителя незамужней матери. Здесь можно наблюдать, как противоречат друг другу юридические принципы и фактическое положение дел, так как мы одновременно отбрасываем то, что не оформлено согласно закону, и все же принимаем в расчет и включаем в состав семейной ячейки детей, появившихся на свет вне брака.

Однако самое важное затруднение состоит в том, что если в понятие семьи включать непременно и родителей, и детей, то будет невозможно охватить все население. С одной стороны, окажутся неучтенными все одинокие люди, т. е. лица, не имеющие ни предков, ни непосредственных и еще живущих потомков, ни супруга. С другой стороны, при таком понимании основных принципов статистики семей какой-нибудь индивидуум может фигурировать одновременно в одном семейном ядре, где он рассматривается как ребенок (при наличии в живых хотя бы одного из родителей), и в другом семейном ядре, где он является отцом (или матерью). Представляется сомнительным, имеет ли смысл рассматривать как семейную единицу те группы родителей и детей, которые не имеют самой важной отличительной черты семьи — совместной жизни.

Материалы о семьях, которые получаются из переписей населения, можно подразделить на две группы:

1. Статистика семей по признаку выживших детей. Чтобы придать интерес этим статистическим данным, нужно связывать их с другими признаками (семейное положение, возраст и принадлежность главы семьи к той или иной общественно-профессиональной группе, возраст детей). Объединенные таким образом статистические сведения имеют экономическое и социальное значение: они дают возможность измерить семейную нагрузку в различных категориях населения. С этой целью можно также получить статистические данные по числу детей, не достигших к моменту переписи того или иного возраста (например 14, 16, 18 лет или 21 года), как это было сделано во французской переписи 1946 г. [1].

[1] В целях уточнения нужно отметить, что статистика семей, учитываемых по числу живущих детей, ограничивается зарегистрированными семейными парами, причем в их число включаются также пары, распавшиеся в результате смерти одного из супругов или в результате развода. Более того, чтобы избежать двойного учета, из итога исключены ответы разведенных мужчин (о числе их детей), так как эти дети отражаются также при опросе разведенных женщин. Однако, поступая таким образом, упускают из поля зрения те семьи, где жена разведена, а муж умер или вступил в другой брак.

ТАБЛИЦА 11. ПЕРЕПИСЬ 10 марта 1946 г. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ СЕМЕЙ ПО ЧИСЛУ ЖИВЫХ ДЕТЕЙ, НЕ ДОСТИГШИХ 21 ГОДА

(семьи, главы которых—вдовы, принадлежащие к категориям служащих, рабочих и младшего обслуживающего персонала)

Возраст главы семьи (в годах)	Общее число семей	Число семей, имеющих ... живых детей, не достигших 21 года							
		0	1	2	3	4	5	6 и более	нет сведений
До 25	1 235	444	456	84	16	3	—	1	231
25—34	10 881	2 733	3 912	1 828	689	227	91	57	1 344
35—44	33 678	6 506	10 517	6 700	3 359	1 730	830	866	3 170
45—54	46 328	19 014	11 669	5 859	2 736	1 313	669	647	4 421
55—64	51 392	37 112	6 078	1 968	708	296	130	100	5 000
65 и более	44 013	38 661	969	188	65	22	10	14	4 084
Неизвестно . . .	53	26	5	7	1	—	1	—	13
Итого	187 580	104 496	33 606	16 634	7 574	3 591	1 731	1 685	18 263

2. Статистика семей по признаку числа детей, *родившихся живыми*. Понятно, что такие сведения уже не отражают статистику состояния населения. В этом случае восстанавливается прошлая история семей, основной целью чего является изучение плодовитости; указанный вопрос был освещен в главе, посвященной рождаемости.

В соответствии с конечными целями этих статистических данных здесь учитывается уже не возраст главы семьи, а возраст жены — значительно более важный фактор, определяющий собою плодовитость супружеских пар. Особый интерес представляют статистические данные о детях, родившихся живыми в «полных семьях», т. е. в семьях, где жена уже перешла возрастную группу плодовитости (практически около 45—50 лет).

Под хозяйством (menage) понимается совокупность лиц, проживающих в одном жилище, независимо от того, являются ли они членами одной семьи (в том узком смысле, как это изложено в предыдущем параграфе, или в более широком смысле), причем некоторые из них могут быть пенсионерами, другие — независимыми субсъемщиками (квартиронанимателями) и живущей в доме прислугой. Жилищами могут быть также меблированные комнаты в гостиницах или в меблированных номерах, если речь идет о лицах, не имеющих другого местожительства кроме гостиниц [1].

[1] Лица, живущие в той или иной мере в коллективах (члены религиозных общин, старики в убежище для престарелых, персонал, живущий при больницах и учебных заведениях, и т. д.), принадлежат по французской терминологии к «коллективным хозяйствам» (ménages collectifs).

Исходя из такого определения число хозяйств совпадает с числом индивидуальных жилищ [1]; поэтому образование хозяйств зависит не только от воздействия социологических и демографических факторов, но и от наличия недвижимой собственности и от того, как этой собственностью пользуется население. Можно испытать искушение рассматривать этот последний фактор как играющий решающую роль, чему особенно содействует то обстоятельство, что мы живем в период острого недостатка жилищ. Но необходимо, чтобы одновременно наблюдалась большая нехватка жилья, отсутствие всякого нового строительства и некоторый прирост населения, чтобы желание отдельных групп людей организовать свое хозяйство не могло осуществляться из-за невозможности получить соответствующую жилую площадь.

Фактически же демографическая эволюция всегда отражается на числе хозяйств, причем недвижимая собственность и фонд жилья всегда — иногда более, иногда менее удовлетворительно — приспосабливаются к потребностям людей.

Статистические данные о хозяйствах образуют подлинную статистику состояния населения, которая охватывает всех жителей данной территории (если включить также и тех жителей, которые образуют коллективные хозяйства). Эти данные организуются вокруг главы хозяйства, каковым считается то лицо, которое учитывается как глава хозяйства при проведении переписи. Среди глав хозяйств практически почти никогда не встречаются замужние женщины. Напротив, все другие категории поставляют глав хозяйств (с меняющейся интенсивностью в зависимости от пола, возраста и семейного положения).

Таблицы показателей по хозяйствам обычно включают число членов хозяйства, возраст, семейное положение и общественно-профессиональную категорию главы хозяйства, число детей, не превысивших определенный возраст (например, 16 лет).

Хозяйство является одновременно и социологической и экономической единицей. В частности, группировка лиц в хозяйственные единицы имеет значение с точки зрения влияния на все формы потребления: прежде всего на совместное пользование жильем и всем, что относится к его оборудованию и меблировке, а также многочисленные виды потребления, индивидуальные по своему существу, например потребление пищи.

[1] Число пустующих жилищ, как правило, бывает весьма незначительным.

2

МОДЕЛИ НАСЕЛЕНИЯ

В этой главе книги мы анализируем влияние эволюции, определяемой законами рождаемости и смертности, на эволюцию общей численности и структуры населения. Насколько трудно уловить связь, существующую между этими двумя видами явлений (рождаемостью и смертностью), мы наблюдали уже в предыдущей главе, когда старались показать, каким механизмом вызывается старение населения.

В этой главе мы подвергнем изучению две теоретические модели населения, в которых отчетливо выявляется связь между законами плодовитости и смертности, с одной стороны, и состоянием населения — с другой. Несомненно, мы будем иметь дело с очень простыми моделями, значительно отличающимися от действительного населения, которое развивается под воздействием демографических закономерностей, имеющих обычно очень сложный характер. Все же такие модели весьма полезны для демографа и нередко служат опорой для его размышлений.

Возрастная пирамида в сочетании с кривой дожития

Тот прием, при помощи которого наблюдается постепенное исчезновение поколений под воздействием смертности, указывает нам путь к первой теоретической модели населения.

Представим себе более точно, как исчисляются поколения. Для этого сделаем выборку из таблицы смертности, в данном случае из таблицы Дювийяра, которая по замыслу составителя должна отражать смертность французского населения в XVIII в. ($e_0 = 28{,}8$ года).

Цифры табл. 1 иллюстрируются кривой дожития на рис. 75.

Переместив координаты (в этом случае мы откладываем на горизонтальной оси численность населения и на вертикальной оси — возрасты), мы получаем рис. 76а, очертания которого напоминают возрастную пирамиду (точнее «полупирамиду»). Мы покажем, как может размножаться население, пирамида которого точно соответствует рис. 76а.

ТАБЛИЦА 1. ТАБЛИЦА ДОЖИТИЯ ДЮВИЙЯРА

Возраст	Число доживающих	Возраст	Число доживающих
x	S_x	x	S_x
0	10 000	40	3 694
1	7 675	45	3 341
2	6 718	50	2 297
3	6 246	55	2 572
4	5 987	60	2 136
5	5 831	65	1 664
		70	1 177
10	5 510	75	717
15	5 290	80	347
20	5 022	85	119
25	4 714	90	38
30	4 382	95	11
35	4 040	100	2

Для этого мы должны рассмотреть показатели очень детально, сосредоточив наше внимание на пяти первых годах (рис. 76б)

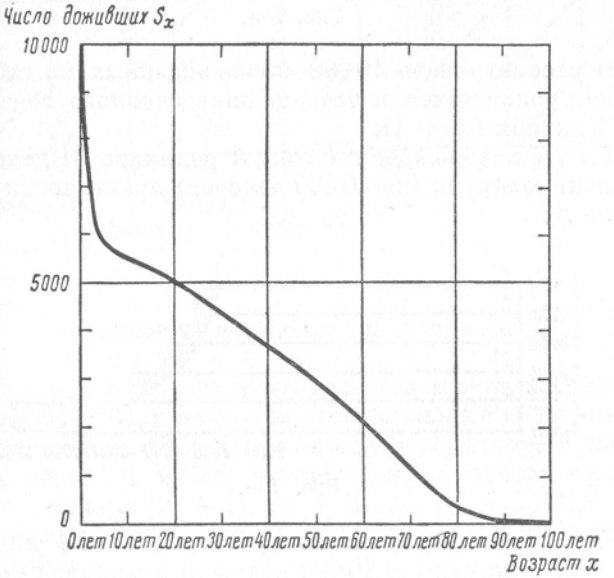

Рис. 75.

Кривая дожития, как бы мы ни располагали оси возрастов к численности населения, всегда отражает число доживших из определенного числа родившихся (в данном случае из 1000 человек) до соответствующих *точных* возрастов: 1 год, 2 года, 3 года, 4 года, 5 лет, 10 лет, 15 лет и т. д. Графическая интерполяция,

подобная той, которая дается на рис. 76б, может дать число доживших на точные возрасты, которые не могут быть выражены в целых числах годов.

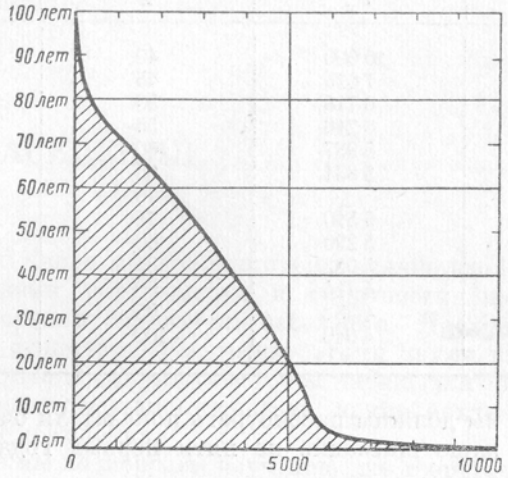

Рис. 76а.

Будем рассматривать 10 000 новорожденных из таблицы Дювийяра как родившихся в течение определенного года A. Поместим на 1 января $(A + 1)$:

если бы все новорожденные года A родились 31 декабря, то их коэффициент дожития (на 10 000 человек) практически находился бы в точке A;

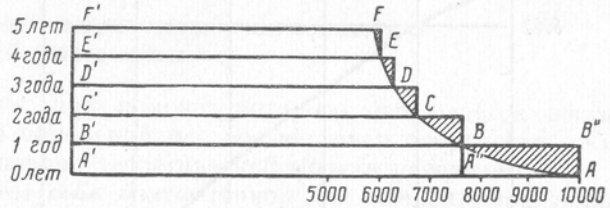

Рис. 76б.

если бы все новорожденные года A родились 1 января, то их коэффициент дожития (на 10 000 человек) находился бы в точке B;

но поскольку рождения равномерно распределяются в течение всего года A, коэффициент дожития различных новорожденных распределяется на всем расстоянии от A до B.

Условимся теперь, что устанавливается определенная эквивалентность между численностью 10 000 человек, доживших до данного момента, и площадью прямоугольника, имеющего (в соответствии с той системой осей, которая дана на рис. 76б) длину 10 000

по горизонтальной оси и ширину от 1 года и выше — по вертикальной оси.

Рассмотрим еще раз новорожденных года A и поместим их на 1 января $(A + 1)$: если бы все новорожденные года A родились 31 декабря, то их площадь соответствовала бы прямоугольнику AA', $B''B'$; если бы все новорожденные года A родились 1 января, то их площадь соответствовала бы прямоугольнику $A''A'$, BB'; но поскольку рождения равномерно распределяются в течение всего года A, то можно легко допустить, что им соответствует площадь $AA'BB'$ [1].

Сохраняя нашу гипотезу о 10 000 рождений, равномерно распределяющихся в течение всего года, мы видим также, что численность доживших на 1 января $(A + 2)$ изображается площадью

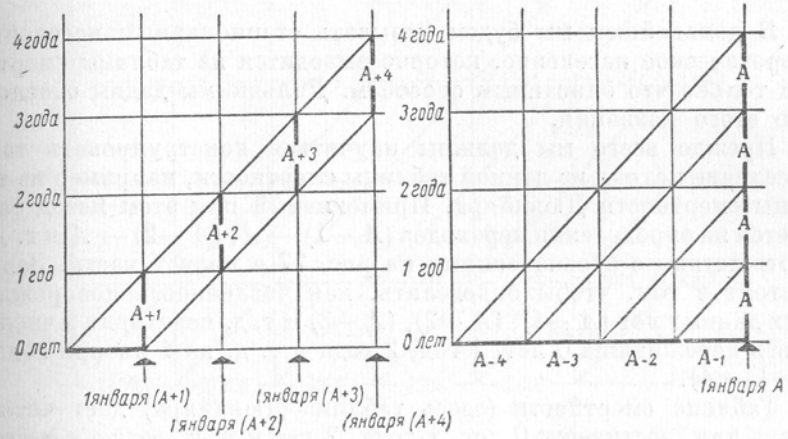

Рис. 77.

BB' CC', а численность доживших на 1 января $(A + 3)$ — площадью CC', DD' и т. д.

Таким образом, поверхность рис. 76а может рассматриваться как сумма сложенных друг с другом площадей, как это вытекает из разложения рис. 76б; эти площади соответствуют численности доживших из числа 10 000 новорожденных одного года соответственно на 1 января $(A + 1)$, $(A + 2)$, ..., $(A + 100)$, т. е. численность доживших до возрастов 0 лет, 1 год, ..., 99 лет из числа этих новорожденных.

Эта последовательность площадей дает отчет о числе 10 000 новорожденных, доживших до следующего 1 января. Пользуясь диаграммой Лексиса (см. рис. 77 слева), мы видим, что в соответствии с буквами на этом рисунке дело заключается в переходах от A к $(A + 1)$, от A к $(A + 2)$, от A к $(A + 3)$ и т. д.

[1] Для строгого и исчерпывающего доказательства здесь нужно прибегнуть к дифференциальному исчислению.

Следовательно, если мы будем рассматривать население, в котором смертность не меняется и в котором неизменно каждый год родится 10 000 человек, то эти переходы будут соответственно эквивалентны тем переходам, которые отмечены буквами на рис. 77 справа: $(A-1)$ к A, $(A-2)$ к A, $(A-3)$ к A и т. д.

Следовательно, пирамида рис. 76а (читаемая с соблюдением тех условностей, которые приняты для рис. 76б) представляет собой состояние населения на 1 января (например, года A), причем в этом населении каждый год происходит 10 000 рождений, а смертность неизменна во времени и определяется таблицей смертности Дювийяра (см. табл. 1).

Построение стационарного населения

В дальнейшем мы будем называть стационарным населением теоретическое население, которое выводится из таблицы смертности только что описанным способом. Дальше мы дадим обоснование этого названия.

Прежде всего мы должны научиться конструировать такое население исходя из данной таблицы смертности, например из таблицы смертности Дювийяра. Применяемый при этом метод базируется на определении переходов $(A-1)\longrightarrow A$, $(A-2)\longrightarrow A$ и т. д. в соответствии с обозначениями на рис. 77 в правой части. Задача состоит в том, чтобы определить, как численность новорожденных данных лет $(A-1)$, $(A-2)$, $(A-3)$ и т. д. переходит в численность переживших 0 лет, 1 год, 2 года и т. д. на 1 января года A $(1-\text{I}-A)$.

Таблица смертности (здесь таблица Дювийяра) дает численность лиц, достигших 0 лет, 1 года, 2 лет и т. д. *точно в течение* года $(A-1)$ и *в течение* года A (см. рис. 78). Ясно, что на 1 января года A численность лиц, достигших к этой дате 0 лет, 1 года, 2 лет в исполнившихся годах, есть промежуточная величина между численностями лиц двух смежных возрастов того же поколения. Так, например, численность лиц в возрасте 2 лет $1-\text{I}-A$ есть промежуточная величина между 6718 и 6246.

Чтобы определить население на 1 января года A, мы допускаем, что смертность в указанной совокупности населения равномерно распределялась во времени между двумя последующими возрастами, иначе говоря, мы допускаем, что наблюдалось равное число смертей в обоих треугольниках параллелограмма Лексиса. Такая гипотеза заставляет нас принять население P_2 в возрасте 2 исполнившихся лет на 1 января года A равным:

$$P_2=\frac{S_2+S_3}{2}.$$

Это означает, что

$$P_2=\frac{6718+6246}{2}=6482.$$

В данном случае имеет место приближение, как правило, вполне приемлемое [1], но это приближение наименее удовлетворительно для определения населения P_0, так как число смертей в первом треугольнике Лексиса в среднем в два раза больше, чем во втором [2].

Исчисление стационарного населения согласно только что изложенным принципам предполагает исчисление округленно 100 средних арифметических численностей доживших. По сравнению с той степенью уточнения, которой мы рассчитываем достигнуть,

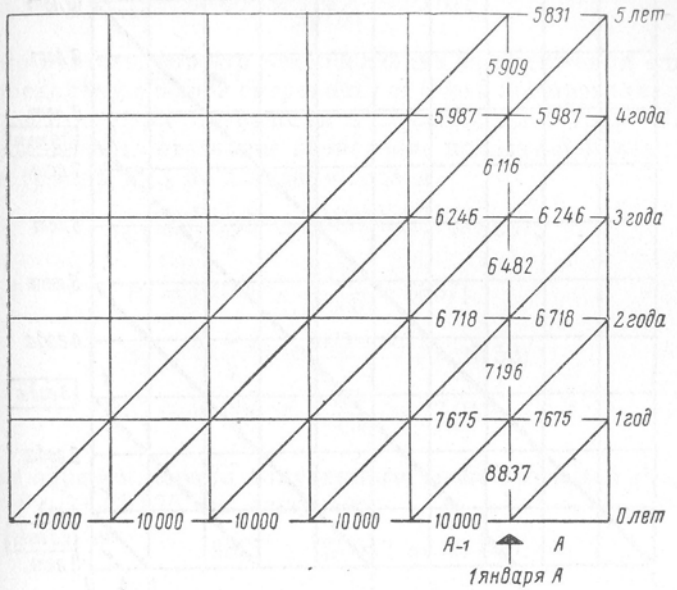

Рис. 78.

такое исчисление может оказаться чрезмерно долгим; более того, в некоторых случаях мы можем располагать только сокращенной таблицей смертности, которая дает число доживших лишь по 5-летним периодам, и все же исходя из такой сокращенной таблицы мы рассчитываем вывести соответствующее стационарное население. В таких случаях следует несколько иначе подойти к этой задаче. Сейчас мы объясним, в чем состоит новая трактовка ряда $\{S_x\}$, сведенного к величинам, являющимся произведением x на 5; в качестве примера берем определение $P_{5-9\text{ лет}}$ (т. е. население от 5 до 9 лет в исполнившихся годах) исходя из S_5 и S_{10}.

[1] На рис. 76б следует вычертить пирамиду, дополняя ее сначала прямой линией от A до B, потом от B до C и т. д.

[2] Это требует более тонкого исчисления. Мы знаем, что имеется 10 000—7675=2325 смертей между нулевым и первым годом; мы допускаем, что $^2/_3$ этих смертей, т. е. $\frac{2325\times 2}{3}=1550$ происходят в 1-м треугольнике Лексиса. Согласно этой гипотезе P_0 должно быть равно 10 000—1150 = 8450 вместо 8837, которые мы получаем исходя из равномерного распределения смертей.

Рассмотрим рис. 79. Дети в возрасте от 5 до 9 лет на 1 января года A родились в JI, что соответствует интервалу в 5 лет и дает 50 000 рождений ($5 \times 10\,000$). Некоторая неточность состоит здесь в том, что мы уподобляем совокупность жизней этих 50 000 новорожденных 50 000 линиям жизни, p q, составляющим в некотором отношении среднюю линию жизни совокупности рассматриваемых поколений. С этим приближением старение IJ (точный

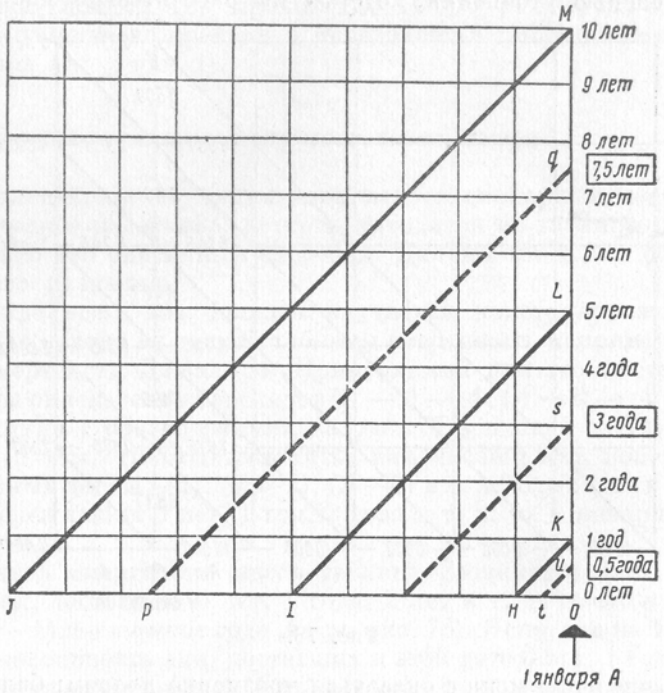

Рис. 79.

возраст 0 лет) в LM (группа населения от 5 до 9 лет) уподобляется переходу от S_0 (точка p) до $S_{7,5}$ (точка q); дополнительное приближение состоит в том, что мы допускаем:

$$S_{7,5} = \frac{S_5 + S_{10}}{2} = \frac{5831 + 5510}{2} = 5670^1.$$

Таким образом, мы допускаем, что в группе 5—9 лет продолжают жить $\frac{5670}{10\,000}$ из общего числа новорожденных IJ, иначе говоря,

$$P_{5-9\text{ лет}} = 50\,000 \times \frac{5670}{10\,000} = 28\,350.$$

Рассматривая таким образом совокупность рождений в OI, мы получаем следующие выражения:

$$S_{2,5} = \frac{S_0 + S_5}{2} = \frac{10\,000 + 5831}{2} = 7915;$$

$$P_{0-4\text{ года}} = 50\,000 \times \frac{7915}{10\,000} = 39\,575.$$

Можно считать, что эти два последних приближения слишком грубы, поскольку в общей смертности от 0 до 5 лет превалирующую роль играет детская смертность в возрасте до 1 года. Поэтому нужно предпочесть отдельное исчисление показателей для группы P_0 и для группы P_{1-4} на 1 января года A.

$$S_{0,5} = \frac{S_0 + S_1}{2} = \frac{10\,000 + 7675}{2} = 8837;$$

$$P_0 = 10\,000 \times \frac{8837}{10\,000} = 8837;$$

$$S_3 = \frac{S_1 + S_5}{2} = \frac{7675 + 5831}{2} = 6753;$$

$$P_{1-4} = 40\,000 \times \frac{6753}{10\,000} = 27\,012.$$

Таким образом, вместо полученного выше итога для $P_{0-4\text{года}} = P_0 + P_{1-4} = 39\,575$ мы получаем:

$$8837 + 27\,012 = 35\,849.$$

Исчисление совокупности стационарного населения, связанного с данной таблицей смертности, в котором происходит ежегодно 1000 рождений, воспроизводится в табл. 2. В этой таблице рассматриваются два примера: один пример заимствован из таблицы смертности Дювийяра ($e_0 = 28{,}8$ лет) и второй пример взят из таблицы смертности женщин в Норвегии (1951—1955 гг.), где $e_0 = 74{,}7$ года. Норвежская таблица соответствует наиболее низкой смертности, наблюдавшейся до настоящего времени в какой-либо стране.

Общие итоги населения $P_{0-\omega}$[1] (289 139 и 746 698) значительно отличаются один от другого, что легко объясняется различными показателями смертности. Одна и та же численность новорожденных —10 000 в год — в норвежской таблице уменьшается значительно меньше, чем в таблице Дювийяра; поэтому для всех возрастов в первой таблице сохраняется большее число доживших, чем во второй. При этом мы можем наблюдать, что итоги населения

[1] Если бы мы располагали полной таблицей смертности, дающей число доживающих на каждый год возраста, то для исчисления $S_{7,5}$ мы взяли бы среднюю $\frac{S_7 + S_8}{2}$; в этом случае результат составил бы:

$$S_{7,5} = \frac{5658 + 5602}{2} = 5630.$$

[1] Мы отождествляем ω со 100 годами, так как число лиц, живущих более 100 лет, совершенно незначительно.

ТАБЛИЦА 2. **ИСЧИСЛЕНИЕ СТАЦИОНАРНОГО НАСЕЛЕНИЯ** (на базе 10 000 ежегодных рождений) *

Таблица смертности Дювийяра (e_0=28,8 года)				Возрастные группы в исполнившихся годах	Таблица смертности женщин в Норвегии (1951—1955 гг.; e_0=74,7 года)			
S_x	S_x+S_{x+k}	$\frac{S_x+S_{x+k}}{2}$	$k\times\frac{S_x+S_{x+k}}{2}$		$k\times\frac{S_x+S_{x+k}}{2}$	$\frac{S_x+S_{x+k}}{2}$	S_x+S_{x+k}	S_x
S_0 10 000	17 675	8 837	8 837	P_0	9 900	9 900	19 801	10 000 S_0
S_1 7 675	13 506	6 753	27 012	P_{1-4}	39 108	9 777	19 555	9 801 S_1
S_5 5 831	11 341	5 670	28 350	P_{5-9}	48 715	9 743	19 486	9 754 S_5
S_{10} 5 510	10 800	5 400	27 000	P_{10-14}	48 620	9 724	19 448	9 732 S_{10}
S_{15} 5 290	10 312	5 156	25 780	P_{15-19}	48 525	9 705	19 410	9 716 S_{15}
S_{20} 5 022	9 736	4 868	24 340	P_{20-24}	48 405	9 681	19 362	9 694 S_{20}
S_{25} 4 714	9 096	4 548	22 740	P_{25-29}	48 245	9 649	19 298	9 668 S_{25}
S_{30} 4 382	8 422	4 211	21 055	P_{30-34}	48 035	9 607	19 214	9 630 S_{30}
S_{35} 4 040	7 734	3 867	19 335	P_{35-39}	47 760	9 552	19 104	9 584 S_{35}
S_{40} 3 694	7 035	3 517	17 585	P_{40-44}	47 375	9 475	18 951	9 520 S_{40}
S_{45} 3 341	6 312	3 156	15 780	P_{45-49}	46 815	9 363	18 726	9 431 S_{45}
S_{50} 2 971	5 543	2 771	13 855	P_{50-54}	45 960	9 192	18 384	9 295 S_{50}

S_{55} 2 572	4 708	2 354	11 770	P_{55-59}	44 645	8 929	17 859	9 089 S_{55}
S_{60} 2 136	3 800	1 900	9 500	P_{60-64}	42 635	8 527	17 054	8 770 S_{60}
S_{65} 1 664	2 841	1 420	7 100	P_{65-69}	39 505	7 901	15 802	8 284 S_{65}
S_{70} 1 177	1 894	947	4 735	P_{70-74}	34 540	6 908	13 816	7 518 S_{70}
S_{75} 717	1 064	532	2 660	P_{75-79}	27 230	5 446	10 892	6 298 S_{75}
S_{80} 347	466	233	1 165	P_{80-84}	18 075	3 615	7 230	4 594 S_{80}
S_{85} 119	157	78	390	P_{85-89}	9 195	1 839	3 678	2 636 S_{85}
S_{90} 38	49	24	120	P_{90-94}	2 995	599	1 198	1 042 S_{90}
S_{95} 11	13	6	30	P_{95-99}	415	83	166	156 ** S_{95}
S_{100} 2			289 139	P_{0-w}	746 698			10 ** S_{100}

* Объяснение символов, применяемых в заголовках колонок: S_x, как это принято, означает численность достигших точного возраста x, k обычно имеет значение 5; таким образом, S_x+S_{x+k} означает, например, $S_{50}+S_{55}$ или $S_{75}+S_{80}$. Однако в первой строке k=1, во второй k=4. Чтобы иметь цифры населения (P_0, P_{1-4}, P_{5-9} и т. д.), нужно учитывать, сколько поколений участвует в данном случае; число поколений в точности равно k, и это приводит нас к формуле $k\times\frac{S_x+S_{x+k}}{2}$.

** Этих цифр нет в норвежской таблице. Мы вывели их из таблицы смертности стариков П. Венсана (P. Vincent, Population, avril-juin 1951 г.) исходя из последнего известного S_x, в данном случае S_{90}=1042. Согласно таблице П. Венсана при S_{90}=1000, S_{95} равно 150 и S_{100} равно 10. Можно запомнить эти цифры, так как они будут полезны для «завершения» данных о теоретических населениях в тех случаях, когда таблицы смертности обрываются несколько преждевременно. Конечно, в данном случае речь идет только о приблизительных подсчетах, которые пригодны лишь для тех численностей населения, в отношении которых можно считать допустимым применение таких приближенных цифр.

в обеих таблицах очень близко совпадают, если мысленно переместить запятую с показателями средней продолжительности жизни для новорожденных (289 139 и 28,8 года — в одном случае и 746 698 и 74,4 года — в другом). В этом проявляется особенность, присущая стационарному населению, к которой мы еще вернемся.

ТАБЛИЦА 3. ВОЗРАСТНАЯ СТРУКТУРА СТАЦИОНАРНОГО НАСЕЛЕНИЯ
(в процентах к итогу)

Возрастные группы	e_0=28,8 года	e_0=74,7 года
0—19 лет	40,5	26,1
20—59 лет	50,6	50,5
60 лет и выше	8,9	23,4
Все возрасты	100,0	100,0

Сосредоточим теперь наше внимание на структуре населения. Возьмем для этого два населения с одинаковой общей численностью (например, 100 000 человек). Это позволяет нам изобразить две

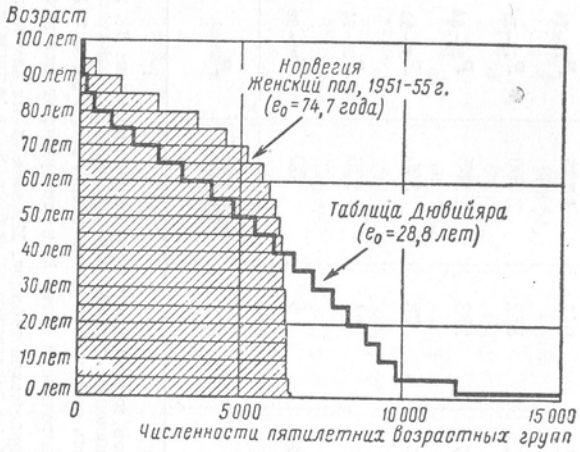

Рис. 80. Стационарное население.

пирамиды населения на рис. 80. Можно резюмировать характерные черты этих структур, если рассмотреть хотя бы только три большие возрастные группы (см. табл. 3).

В первом случае мы имеем очень молодое население, во втором случае — очень старое, более старое, чем население каких-либо стран (во Франции в настоящее время имеется несколько менее 17% населения в возрасте 60 лет и выше). Мы уже видели

в предыдущей главе, что наличие таких моделей населения вызвало попытки связать столь явно выраженное постарение населения со слабой смертностью. Мы вновь увидим, что такое объяснение старения населения ошибочно. Но для этого нам нужно установить характерные черты и свойства стационарного населения.

Некоторые свойства стационарного населения

Мы ввели в наше изложение термин «стационарное население», понимая под ним теоретическое население, характеризуемое неизменностью ежегодного числа рождений и неизменностью смертности, определяемой специальной таблицей.

Исходя из этого определения мы установим здесь различные свойства стационарного населения. Мы будем рассматривать это население, как определяемое тем способом построения, который применяется на рис. 78 (а не сокращенным способом, применяемым на рис. 79).

На рис. 78 мы ясно видим, что *численность* (P) этого населения и ежегодное число умерших (M) являются величинами постоянными, так как одинаковые численности доживших находятся в тех же возрастах и даже потери населения от смертности тоже находятся в тех же треугольниках Лексиса. Поэтому и *структура по возрастам* также остается неизменной. С другой стороны, из определения нам известно, *что ежегодное число рождений* (N) *есть также величина постоянная* (в нашем примере $S_0 = 10\,000$). Неизменность численности такого замкнутого населения означает, что:

$$N - M = 0 \text{ или } N = M = 10\,000.$$

Общие коэффициенты также неизменны, поскольку

$$n = \frac{N}{P} = m = \frac{M}{P}\,^{1}.$$

В соответствии с нашим методом конструирования населения

$$P = \frac{S_0+S_1}{2} + \frac{S_1+S_2}{2} + \frac{S_2+S_3}{2} + \ldots + \frac{S_{99}+S_{100}}{2} + \frac{S_{100}+S_{\omega+1}}{2}\,^{2}.$$

Это выражение может быть записано и в другой форме:

$$P = \frac{S_0}{2} + S_1 + S_2 + S_3 + \ldots + S_{100}.$$

---

[1] Заметим, что неизменность численности населения во времени освобождает нас от всяких предосторожностей при выборе численности населения, которая должна фигурировать в знаменателе. В данном случае для стационарного населения по таблице Дювийяра $n = m = \frac{10\,000}{289\,139} = 34{,}6^0/_{00}$, а для норвежского населения $n = m = \frac{10\,000}{746\,698} = 13{,}4^0/_{00}$.

[2] Напомним, что в целях удобства изображения мы принимаем, что $\omega = 100$ лет ($S_{\omega+1} = S_{\omega+2} = \ldots = 0$).

В этой формуле мы находим выражение суммы лет, прожитых числом S_0 новорожденных из таблицы смертности, определяемой рядом $\{S_x\}$.

Путем деления этой суммы на S_0 новорожденных мы находим e_0:

$$e_0 = \frac{\frac{S_0}{2} + S_1 + S_2 + \ldots + S_{100}}{S_0}. \qquad (I)$$

После этого, меняя местами числитель и знаменатель, мы находим коэффициенты рождаемости и смертности:

$$n = m = \frac{S_0}{\frac{S_0}{2} + S_1 + S_2 + \ldots + S_{100}} = \frac{S_0}{P}.$$

Таким образом, для стационарного населения мы получаем:

$$n = m = \frac{1}{e_0}\ ^1.$$

Необходимо заметить, что в формуле (I) числитель, т. е. численность стационарного населения P, связанная с рядом $\{S_x\}$, делится на $S_0 = 10\,000$; именно по этой причине мы отметили выше, что общие численности населений в табл. 2 совпадают при перенесении запятой (с учетом степени приближенности подсчета) с показателями средней продолжительности жизни в момент рождения.

Идя в обратном направлении, мы можем сказать, что стационарное население, в котором каждый год происходит $S_0 = 10\,000$ рождений и где средняя продолжительность жизни при рождении равна, например, 74,7 года, имеет численность

$$P = S_0 \times e_0 = 10\,000 \times 74{,}7 = 747\,000.$$

Если бы средняя продолжительность жизни увеличилась еще на 3,5 года, то она достигла бы биологического лимита для женщин (см. Буржуа-Пиша, цитированная работа, стр. 116). Соответствующее стационарное население (на основе 10 000 ежегодных рождений) имело бы численность P', превышающую численность P:

$$10\,000 \times 3{,}5 = 35\,000.$$

Подводя итоги, мы можем сказать о стационарном населении следующее:

1) численность населения постоянна;

2) число ежегодных рождений (а следовательно, и ежегодное число умерших) постоянно;

3) численность каждой возрастной группы, а следовательно, и возрастная структура населения неизменны;

---

[1] Следовательно, в двух наших примерах: $\frac{1}{28{,}8} = 34{,}7$ на 1000 (вместо 34,6 по первому расчету) и $\frac{1}{74{,}7} = 13{,}4$ на 1000.

4) коэффициент смертности равен коэффициенту рождаемости и оба они обратные величины средней продолжительности жизни при рождении.

Таким образом, в модели стационарного населения все известные характеристики населения неизменны во времени, чем и оправдывается само название [1].

Теоретическое стационарное население и реальное население

Простота только что изображенной нами модели может заставить усомниться в ее полезности перед лицом всегда сложной реальности фактического населения.

Вполне очевидно, что в действительности никогда не бывает населения, полностью соответствующего стационарной модели; но можно думать, что эволюция некоторых групп населения в определенные периоды их истории близка к модели стационарного населения.

Так, например, до демографической «революции», когда люди жили в условиях примитивного демографического режима, при высокой смертности и высокой рождаемости, естественный прирост населения был почти равен нулю, о чем свидетельствует небольшая численность населения мира, достигнутая к началу XIX в. (учитывая, что это время очень удалено от появления первых людей). При постоянном уровне смертности и рождаемости и равновесии между этими двумя компонентами естественного прироста населения, поскольку эти условия почти реализовались (по меньшей мере, в среднем в течение нескольких десятилетий), состав населения разных стран никогда не смог бы заметно удаляться от стационарного состояния [2].

В настоящее время в некоторых очень развитых странах коэффициент рождаемости снизился до такого уровня, что он почти совпадает с уровнем смертности, дальнейшее падение которого тормозится прогрессирующим старением населения. Мы наблюдаем здесь восстановление условий, которые должны постепенно привести население к стационарному состоянию (см. прим. 2).

Фактически, однако, гипотеза о длительном состоянии равновесия уровня плодовитости и уровня смертности практически никогда не реализуется.

---

[1] Отсюда следует, что в отношении стационарного населения продольный анализ и поперечный анализ равнозначны.

[2] Здесь мы в скрытой форме по существу опираемся на следующий вывод, сделанный Лоткой, о котором мы еще будем говорить: каково бы ни было первоначальное состояние населения, при сохранении закона о неизменной плодовитости и неизменной смертности по возрастам население приходит к стабильному состоянию. Стационарное состояние населения есть частный случай стабильного населения: оно соответствует равновесию плодовитости и смертности.

При примитивном демографическом режиме очень небольшие средние коэффициенты прироста населения скрывают значительную неравномерность эволюции. При отсутствии эпидемий, голода и войн коэффициент смертности не превышал 30 на 1000, в то время как коэффициент плодовитости обычно превышал 40 на 1000. Поэтому население довольно заметно возрастало до тех пор, пока резкие повышения смертности не уничтожили результатов этого медленного прироста, по меньшей мере часть излишка за многие годы. Но при такой схеме мы довольно далеки от условий, в результате которых может складываться стационарное состояние в строгом смысле этого термина. В частности, нет уверенности в том, что при таких резких сокращениях населения сохраняется структура населения, довольно близкая к структуре стационарного населения, которая возникает при небольшом превышении рождаемости над смертностью.

В высокоразвитых странах со слабым естественным приростом населения приблизительное равновесие между рождениями и смертями существовало лишь в течение нескольких десятилетий, причем одновременно происходило соответствующее снижение обоих коэффициентов. Наконец, почти все эти страны имеют структуру населения, нарушенную в результате неблагоприятных случайных факторов (например, сокращение рождаемости под влиянием войны).

Хотя соответствие между реальным населением и теоретическим стационарным населением никогда не может быть вполне строгим, все же в некоторых случаях такое сопоставление, поскольку оно допустимо, может дать некоторые полезные сведения.

Мы уже отмечали, что в населении, примитивном в демографическом отношении, средняя продолжительность жизни ниже 20 лет (исчисляемая за достаточно долгий период, могущий устранить влияние лет резко повышенной смертности) была бы немыслимой, так как коэффициент смертности в стационарном населении со средней продолжительностью жизни при рождении, равной 20 годам, соответствовал бы коэффициенту смертности:

$$\frac{1}{20} = 50 \text{ на } 1000.$$

Население, которое имело бы постоянно (или в среднем за длительный период) валовой коэффициент смертности, превышающий 50 на 1000, было бы обречено на быстрое вымирание, так как рождаемость в большинстве случаев не смогла бы подняться до столь высокого уровня.

При современном состоянии медицины население приближается к достижению средней продолжительности жизни, близкой к 80 годам (77,2 года для совокупности мужского и женского пола согласно таблицам биологического предела смертности Буржуа-Пиша). К тому же повышение демографических показателей не может происходить бесконечно. Таким образом, стационарное

состояние со средней продолжительностью жизни, близкой к 80 годам, могло бы образовать уровень стабилизации (по меньшей мере временной) населения; от такой стабилизации не очень далеки некоторые из наиболее развитых стран нашего времени. При таком состоянии возрастная структура населения близка к следующей:

25% от 0 до 19 лет;
50% от 20 до 59 лет;
25% от 60 лет и выше.

Таким образом, населению, по-видимому, предстоит значительное постарение, которое может получить еще более яркое выражение, если медицина в будущем найдет эффективные средства борьбы с болезнями преклонных возрастов.

При таком стационарном состоянии, определяемом средней продолжительностью жизни $e_0 = 80$ лет, мы имеем:

$$n = m = \frac{1}{80} = 12{,}5 \text{ на } 1000.$$

В стационарном населении постарение населения становится тем более явным, чем выше поднимается показатель средней продолжительности жизни в момент рождения (см., например, данные в табл. 3). Именно это подразумеваемое соответствие реального населения стационарному населению ведет иногда к тому, что явление постарения населения ошибочно отождествляется с удлинением человеческой жизни.

Не следует забывать, что если в стационарном населении Дювийяра смертность выше, чем в стационарном норвежском населении (см. табл. 3), то одновременно и рождаемость, которая равна смертности, также превосходит показатели норвежской таблицы (34,7 на 1000 вместо 13,4 на 1000). В конечном счете, как это показывает рассмотрение моделей стабильного населения, именно этот второй фактор служит определяющим.

Стабильное население

Модель стационарного населения является результатом действия таблицы смертности на неизменное число ежегодных рождений. Модель стабильного населения — это результат действия таблицы смертности на число ежегодных рождений, которое меняется из года в год в соответствии с постоянным коэффициентом.

В то время как в стационарной модели все поколения, образующие население на определенную дату, происходят от одной и той же численности при рождении (например, 10 000 человек), в стабильной модели соотношение численности двух следующих одно за другим поколений есть величина постоянная. Обозначим

это соотношение как $(1 + r)$ [1]. Таким образом, если данное поколение достигло 99 исполнившихся лет к 1 января (скажем, года A, как и в предыдущем примере) и имело в своем составе 10 000 новорожденных, то:

поколение в возрасте	98 лет	включало	$10\,000\,(1+r)$	новорожденных
» » »	97 лет	»	$10\,000\,(1+r)^2$	»
» » »	96 лет	»	$10\,000\,(1+r)^3$	»
. . . . .				
поколение в возрасте	2 лет	включало	$10\,000\,(1+r)^{97}$	новорожденных
» » »	1 года	»	$10\,000\,(1+r)^{98}$	»
» » »	0 лет	»	$10\,000\,(1+r)^{99}$	»

Учитывая значение r (в дальнейшем мы расширим то узкое понятие, которое мы временно вкладывали в этот символ), мы устанавливаем, что этот коэффициент ежегодных колебаний рождаемости есть величина положительная и в большинстве случаев она практически не превышает 3 или 4%.

Чтобы наблюдать изображение стабильного населения конкретным образом, условимся в нашем примере, что этот коэффициент будет равен 1 на 100, и отнесем его на 1 января года A. Примем также 10 000 за численность при рождении наиболее старого поколения [2], т. е. имеющего на указанную дату возраст 99 лет.

При этих условиях:

поколение в возрасте	98 лет	включало	$10\,000 \times 1{,}01$	новорожденных
» » »	97 лет	»	$10\,000 \times (1{,}01)^2$	»
. . . . .				
поколение в возрасте	2 лет	включало	$10\,000\,(1{,}01)^{97}$	новорожденных
» » »	1 года	»	$10\,000\,(1{,}01)^{98}$	»
» » »	0 лет	»	$10\,000\,(1{,}01)^{99}$	»

Если бы мы исходили из гипотезы, что 10 000 соответствует численности новорожденных в наиболее молодом поколении $(A-1)$, имеющем 0 лет на 1 января года A, то в этом случае

[1] Было бы еще проще обозначить его как k. При таком обозначении вслед за 10 000 рождений первого года в следующем (во втором году) мы будем наблюдать 10 000 k рождений, в третьем году — 10 000 $\times$ k^2 и т. д. Но обозначение $1 + r$ имеет то преимущество, что оно показывает коэффициент прироста (по крайней мере в тех случаях, когда r — положительная величина, так как если r — величина отрицательная, то будет наблюдаться уменьшение). В действительности же (в целях ясности, мы предполагаем, что r — положительная величина), если 10 000 рождений одного года увеличились в следующем году на коэффициент r, этот прирост выражается в 10 000 $\times$ r, а итоговое число выражается как $10\,000 + 10\,000 \times r = 10\,000\,(1 + r)$. Одновременно мы видим, что число ежегодных рождений $10\,000\,(1 + r)$ в следующем году возрастает на $10\,000\,(1 + r)\,r$, а общая численность принимает вид $10\,000\,(1 + r) + 10\,000\,(1 + r)\,r$, иначе говоря, $10\,000\,(1 + r)\cdot(1 + r) = 10\,000\,(1 + r)^2$ и т. д.

[2] Так же как и раньше, мы игнорируем незначительное число лиц, которые живут дольше 100 лет.

поколение в возрасте 1 года включало $10\,000\,(1{,}01)^{-1}$ новорожденных [1]
» » » 2 лет » $10\,000\,(1{,}01)^{-2}$ »
» » » 3 лет » $10\,000\,(1{,}01)^{-3}$ »
и т. д.

Такое изображение, строго соответствующее принятым нами гипотезам, значительно облегчает запись, если мы рассматриваем лишь несколько наиболее молодых поколений.

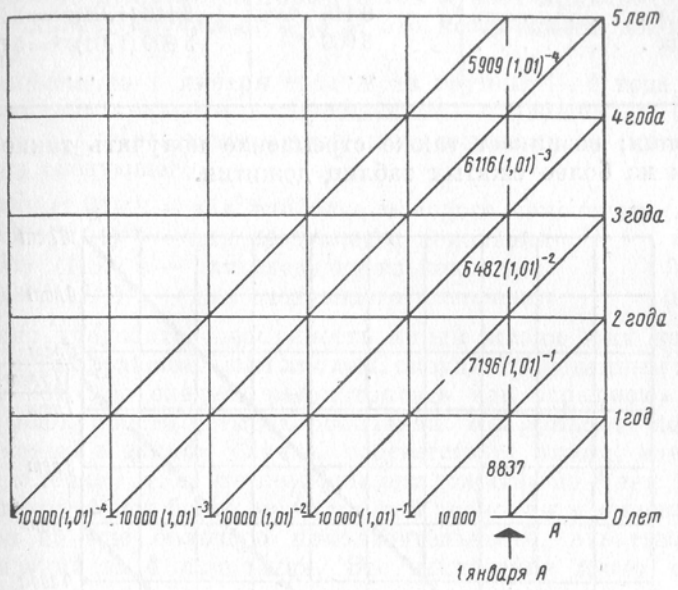

Рис. 81.

Определим теперь исходя из смертности по таблице Дювийяра, что остается от этих поколений по состоянию на 1 января года A. Для этого достаточно вернуться к исчислениям, показанным на рис. 78, вводя поправочные коэффициенты, которые будут учитывать неравенство численностей поколений при рождении. Именно это и сделано на рис. 81: поправочные коэффициенты отложены на вертикали, соответствующей 1 января года A.

Подсчет по годам рождения в данном случае еще более трудоемок, чем при определении стационарной модели; одновременно возникает вопрос о более быстром построении моделей стабильного

[1] Напомним, что $(1{,}01)^{-1}$ — это обычный способ записи выражения $\frac{1}{(1{,}01)}$; равным образом $(1{,}01)^{-2}$ соответствует $\frac{1}{(1{,}01)^2}$ и т. д. При этом отрицательные показатели степени обладают всеми свойствами, присущими обычным положительным показателям степени. Отсюда легко понять, что

$$10\,000 : 10\,000\,(1{,}01)^{-1} = (10\,000)(1{,}01)^{99} : (10\,000)(1{,}01)^{98}$$

(соотношения численностей при рождении в двух системах гипотез, поколений $(A - 1)$ и $(A - 2)$).

ТАБЛИЦА 4. СТАЦИОНАРНОЕ НАСЕЛЕНИЕ И СТАБИЛЬНОЕ НАСЕЛЕНИЕ

Возраст на 1 января года A	Стационарное население	Стабильное население
0 лет	8 837	8 837 $=8\,837$
1 год	7 196	$7\,196\,(1{,}01)^{-1}=7\,125$
2 года	6 482	$6\,482\,(1{,}01)^{-2}=6\,354$
3 года	6 116	$6\,116\,(1{,}01)^{-3}=5\,936$
4 года	5 909	$5\,909\,(1{,}01)^{-4}=5\,678$
. . .	. . .	. . .

населения; возникает также стремление получить такие модели исходя из более сжатых таблиц дожития.

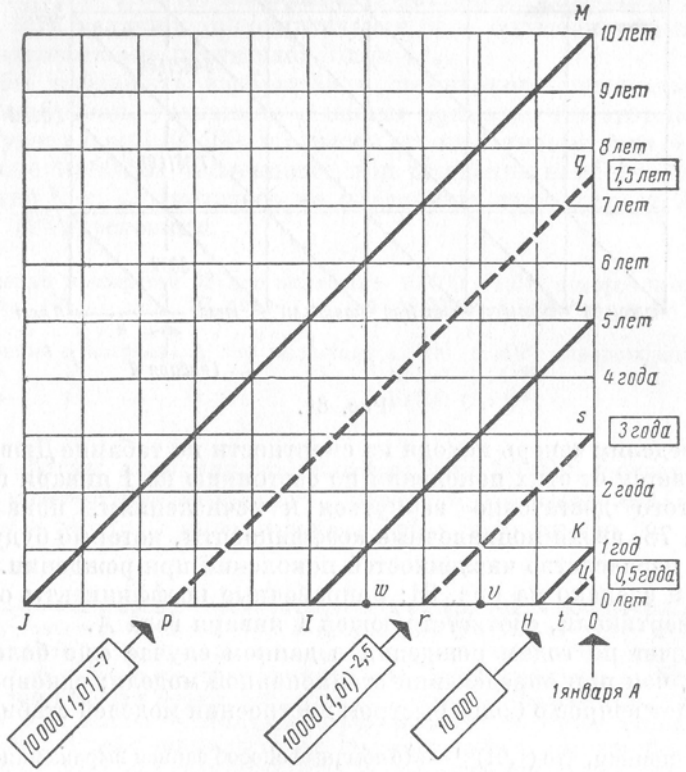

Рис. 82.

Рис. 82 поясняет, как можно вести исчисление, если мы располагаем рядом доживших, ограниченным числами, кратными 5 (и сверх того, если мы знаем значение S_1). Рис. 82 представляет собою видоизменение рис. 79, которым мы пользовались для

разрешения идентичной проблемы при построении стационарной модели.

Численность рождений для наиболее молодого поколения принята равной 10 000 (речь идет о рождениях между O и H). Уподобим совокупность линий жизни этих 10 000 новорожденных 10 000 линиям, сконцентрированным на прямой tu, которая рассматривается как «средняя» линия жизни данного населения. Коэффициент дожития, который здесь нужно применить, выражается линией, идущей от t до u; это коэффициент дожития до 0,5 года.

Дожившие на 1 января года A из группы 1—4 года вышли из общей совокупности новорожденных, появившихся на свет между H и I. Численность этих новорожденных по поколениям видна из следующего:

$10\,000\ (1{,}01)^{-1}$ — для наиболее молодого поколения (Hv);
$10\,000\ (1{,}01)^{-2}$ — для следующего поколения (vr);
$10\,000\ (1{,}01)^{-3}$ — для следующего поколения (rw);
$10\,000\ (1{,}01)^{-4}$ — для следующего поколения (wI).

Можно уподобить совокупность линий жизни этих новорожденных числу, равному всем линиям, сконцентрированным на прямой rs, которую следует рассматривать как «среднюю» линию жизни совокупности четырех поколений. Коэффициент дожития, применяемый в данном случае, соответствует линии, идущей от точки r к точке s, т. е. это коэффициент дожития до 3 лет. Но чтобы достигнуть еще более значительной экономии в вычислениях, мы идем на еще большую приблизительность, охватывая число рождений за 4 поколения. Это исчисление имеет следующий вид:

$$10\,000\,(1{,}01)^{-1}+10\,000\,(1{,}01)^{-2}+10\,000\,(1{,}01)^{-3}+10\,000\,(1{,}01)^{-4}(S).$$

Однако такое исчисление очень трудоемко. Чтобы избавиться от столь больших подсчетов, мы допустим, что *средняя* численность населения при рождении четырех поколений равна численности при рождении поколения, средней точкой которого будет r [1]. Будучи в среднем на 2,5 года старше, чем поколение OH, это поколение имело бы численность $10\,000\,(1{,}01)^{-2{,}5}$.

Поэтому сумму (S) можно было бы выразить как
$4 \times 10\,000\,(1{,}01)^{-2{,}5} = 40\,000\,(1{,}01)^{-2{,}5}$.

На основании тех же приближений численность новорожденных в IJ мы примем равной $5 \times 10\,000\,(1{,}01)^{-7} = 50\,000\,(1{,}01)^{-7}$.

Другие группы пяти поколений будут иметь численность при рождении:

$(50\,000)\ (1{,}01)^{-12}$, $(50\,000)\ (1{,}01)^{-17}$, ..., $(50\,000)\ (1{,}01)^{-97}$.

[1] Совокупность точек изображающих новорожденных, должна быть отрезком, середина которого находится в точке r, а длина соответствует одному году. Фактически здесь были бы изображены два полупоколения: одно — отрезком wr, а второе — отрезком rv.

Мы конструируем стабильную модель исходя из стационарной модели, имеющей ту же таблицу смертности, причем к численностям возрастных групп мы применяем ряд из 20 поправочных коэффициентов $(1{,}01)^{-2{,}5}$, $(1{,}01)^{-7}$, $(1{,}01)^{-12}$, ..., $(1{,}01)^{-97}$ [1].

Здесь сделано то же самое, что и в табл. 5, где применены *поправочные* коэффициенты, называемые *множителями*. Эти множители фигурируют в двух колонках:

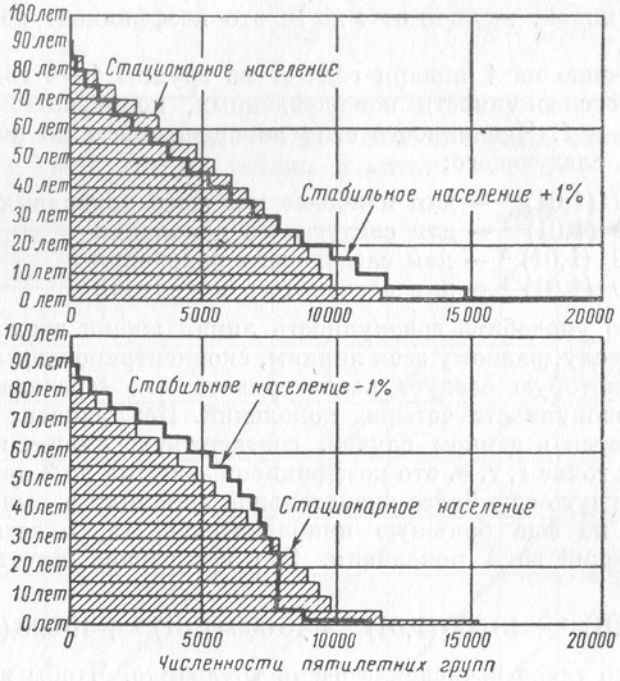

Рис. 83а, б.

в первой колонке, где приводится ряд отрицательных степеней 1,01, а именно $(1{,}01)^{-2{,}5}$, $(1{,}01)^{-7}$ и т. д. Применяя этот ряд последовательно к стационарному населению, выведенному из таблицы Дювийяра и из норвежской таблицы, мы получаем соответствующее стабильное население, у которого коэффициент годичного прироста равен 1 на 100;

во второй колонке приводится ряд отрицательных степеней 0,99, а именно $(0{,}99)^{-2{,}5}$, $(0{,}99)^{-7}$ и т. д. Эта колонка соответствует колебаниям годичного числа рождений при коэффициенте прироста —0,01, т. е. при сокращении населения. Иначе говоря, речь будет идти о населении, в котором число рождений из года

[1] Нужно отметить, что численность первой возрастной группы (0 лет) не меняется; численность этой группы при рождении принята равной 10 000.

в год уменьшается на 1%. В начале этого параграфа мы ввели выражение $1 + r$; поскольку r в данном случае—величина отрицательная (—0,01), выражение принимает вид $1 - 0{,}01 = 0{,}99$. Применяя этот новый ряд множителей к тому же стационарному населению, как и в предыдущем примере, мы получаем две новые численности стабильного населения, которое характеризуется своими таблицами смертности и коэффициентом годичного прироста числа рождений, который равен —0,01 [1].

Чтобы получить возможность сопоставления населения, исчисленного таким способом, следует привести их к одинаковой численности (например, к 100 000). После этого можно построить пирамиды 83 и 84. На этих рисунках, как мы помним, серым цветом изображено стационарное население, построенное нами выше.

На рис. 83а и 84а сопоставляются между собой *возрастающее стабильное население* [2] ($r = +1$ на $100 > 0$) и стационарное население, имеющее такую же таблицу смертности. На рис. 83б и 84б сравнивается *сокращающееся* стабильное население [2] ($r = -1$ на $100 < 0$) с тем же стационарным населением.

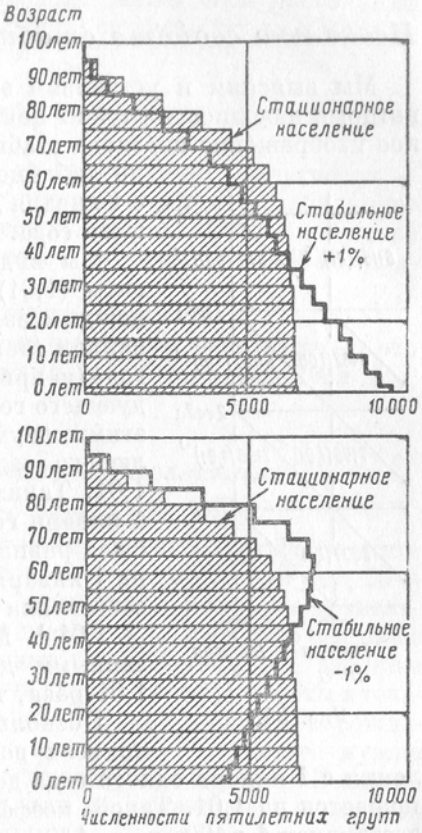

Рис. 84а, б.

Совокупность этих шести пирамид раскрывает перед нами полную картину структур населения, начиная от очень молодого по составу населения из примера Дювийяра (стабильное возрастающее население, $r = +1$ на 100) и кончая пирамидой очень старого населения из женской норвежской таблицы (стабильное сокращающееся население, $r = -1$ на 100); эта пирамида имеет довольно неожиданную форму (см. рис. 84б).

[1] Слово прирост, которое входит в выражение «естественный прирост», не обязательно должно пониматься в общепринятом смысле этого термина, т. е. только как положительная величина; прирост, как мы его понимаем здесь, может означать и отрицательную величину (уменьшение).

[2] Обоснование таких названий будет дано дальше.

Систематическое рассмотрение этих структур населения и связанных с ним демографических характеристик будет сделано нами после того, как мы выясним основные свойства стабильного населения.

Несколько свойств стабильного населения

Мы выясним и установим эти свойства, рассмотрев рис. 85, который в сущности служит повторением рис. 81, дающего детальное изображение перехода стабильного населения (определенного по таблице Дювийяра, причем $r = +1\%$) с 1 января данного года до 1 января следующего года.

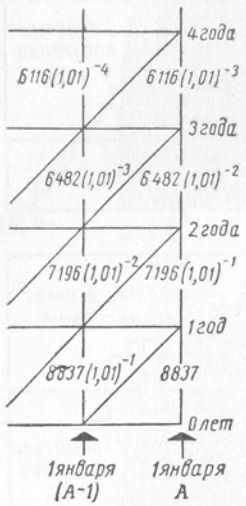

Рис. 85.

Мы видим, что поправочные коэффициенты $(1{,}01)^{-1}$, $(1{,}01)^{-2}$ и т. д., связанные с каждым из поколений, действуют с запаздыванием (лагом) в 1 год на 1 января одного года (например, года $(A-1)$, до 1 января следующего года (на 1 января года A). Между этими двумя датами численность населения любого заданного возраста умножается на 1,01. Таким образом, в возрасте 2 года на 1 января года $(A-1)$ численность населения была равна $6482\,(1{,}01)^{-3}$; в возрасте 2 года на 1 января года A численность населения составляла $6482\,(1{,}01)^{-2}$ и $(1{,}01)^{-2} = (1{,}01)^{-2} \times 1{,}01$ [1]. Мы видим, что между двумя указанными датами население увеличилось в 1,01 раза, т. е. было умножено на 1,01.

Поскольку такое умножение происходит во всех возрастах, общая численность населения с 1 января одного года до 1 января следующего года умножается на 1,01. Такой коэффициент прироста (естественного) составляет 1 : 100, т. е. 1%. В общем итоге, *если у стабильного населения ежегодное число рождений изменится на величину* r, *то и коэффициент естественного прироста также равен* r.

Коэффициент изменения числа рождений и коэффициент изменения численности населения равны, и, следовательно, соотношение $\frac{\text{число рождений}}{\text{численность населения}}$ есть величина неизменная. Таким образом, *в стабильном населении коэффициент рождаемости* (n) — постоянная величина.

---

[1] $(1{,}01)^{-2} = \frac{1}{(1{,}01)^2}$; $(1{,}01)^{-3} = \frac{1}{(1{,}01)^3}$; вполне очевидно, что $\frac{1}{(1{,}01)^2} = \frac{1}{(1{,}01)^3} \times 1{,}01$.

Поскольку коэффициент естественного прироста также неизменная величина (он равен r), то $a = n - m = r$ или $m = n - r$, т. е. *коэффициент смертности тоже постоянная величина.*

Наконец, отношение численностей различных возрастных групп к общей численности населения также есть постоянная величина [1]. Иначе говоря, *возрастная структура стабильного населения неизменна.*

Итак, в стабильном населении:

1. Общая численность населения меняется в соответствии с неизменным коэффициентом (r).

2. Коэффициент рождаемости и коэффициент смертности — постоянные величины (учитывая первое свойство стабильного населения, мы понимаем, что годовое число родившихся и годовое число умерших варьируют в соответствии с постоянным коэффициентом r).

3. Возрастная структура населения неизменна.

Отметим в заключение, что стационарное население — это один из видов стабильного населения, характеризующийся тем, что $r = 0$.

Несколько примеров стабильного населения

В табл. 5 объединены 4 таких примера.

Можно обобщить структуры этого населения, исчисляя относительное значение 3 крупных возрастных групп (0—19 лет, 20—59 лет, 60 лет и старше). Наконец, представляет интерес исчисление коэффициентов рождаемости и смертности. Сосредоточим наше внимание на стабильном населении, выведенном из таблицы Дювийяра, у которого $r = +1\%$. Исчислим эти коэффициенты в течение года $(A-1)$ [2]. В течение этого года наблюдалось 10 000 рождений. Остается определить среднее население. Для этого нужно найти или среднюю величину численности населения на 1 января года $(A-1)$ и на 1 января года A, или же численность населения в середине года $(A-1)$. Поскольку на 1 января года $(A-1)$ численность населения была на 1% ниже, чем на 1 января года A, можно допустить, что на 1 июля года $(A-1)$ численность населения была на 0,5% ниже, чем на 1 января года A.

---

[1] Сравним, например (см. рис. 85), отношение населения в возрасте трех лет к общему итогу населения на две даты: на 1 января года $(A-1)$ и на 1 января года A. Если общий итог на первую дату равен P, то на вторую дату он составит $P \times 1{,}01$. Два отношения выражаются в следующей форме:

$$\frac{6116\,(1{,}01)^{-4}}{P} \quad \text{и} \quad \frac{6116\,(1{,}01)^{-3}}{P \times 1{,}01}.$$

Нетрудно убедиться, что оба отношения равны.

[2] Выбор года не имеет большого значения, поскольку величина коэффициента неизменна.

Таблица 5. **ИСЧИСЛЕНИЕ СТАБИЛЬНОГО НАСЕЛЕНИЯ** (на базе 10 000 новорожденных самого молодого поколения) *

Множители	Стабильное население с $r=+1$ на 100 (+1%)				Группы возрастов в полных годах	Множители	Стабильное население с $r=-1$ на 100 (−1%)	
	таблица Дювийяра		норвежская таблица смертности женщин (1951–1955 гг.)				таблица Дювийяра	норвежская таблица смертности женщин (1951–1955 гг.)
	$k\frac{S_x+S_{x+k}}{2}$*	стабильное население	$k\frac{S_x+S_{x+k}}{2}$*	стабильное население				
1	8 837	8 837	9 900	9 900	P_0	1	8 837	9 900
$(1,01)^{-2,5}=0,9754$	27 012	26 348	39 108	38 146	P_{1-4}	$(0,99)^{-2,5}=1,0254$	27 698	40 101
$(1,01)^{-7}=0,9327$	28 350	26 442	48 715	45 436	P_{5-9}	$(0,99)^{-7}=1,0729$	30 417	52 266
$(1,01)^{-12}=0,8875$	27 000	23 963	48 620	43 150	P_{10-14}	$(0,99)^{-12}=1,1282$	30 461	54 853
$(1,01)^{-17}=0,8444$	25 780	21 769	48 525	40 975	P_{15-19}	$(0,99)^{-17}=1,1863$	30 583	57 565
$(1,01)^{-22}=0,8034$	24 340	19 555	48 405	38 889	P_{20-24}	$(0,99)^{-22}=1,2475$	30 364	60 385
$(1,01)^{-27}=0,7644$	22 740	17 382	48 245	36 878	P_{25-29}	$(0,99)^{-27}=1,3117$	29 828	63 283
$(1,01)^{-32}=0,7273$	21 055	15 313	48 035	34 936	P_{30-34}	$(0,99)^{-32}=1,3793$	29 041	66 255
$(1,01)^{-37}=0,6920$	19 335	13 380	47 760	33 050	P_{35-39}	$(0,99)^{-37}=1,4504$	28 043	69 271
$(1,01)^{-42}=0,6584$	17 585	11 578	47 375	31 192	P_{40-44}	$(0,99)^{-42}=1,5252$	26 821	72 256
$(1,01)^{-47}=0,6265$	15 780	9 886	46 815	29 330	P_{45-49}	$(0,99)^{-47}=1,6038$	25 308	75 082
$(1,01)^{-52}=0,5261$	13 855	8 259	45 960	27 397	P_{50-54}	$(0,99)^{-52}=1,6864$	23 365	77 507
$(1,01)^{-57}=0,5671$	11 770	6 675	44 645	25 318	P_{55-59}	$(0,99)^{-57}=1,7733$	20 872	79 169
$(1,01)^{-62}=0,5396$	9 500	5 126	42 635	23 006	P_{60-64}	$(0,99)^{-62}=1,8647$	17 715	79 501
$(1,01)^{-67}=0,5134$	7 100	3 645	39 505	20 282	P_{65-69}	$(0,99)^{-67}=1,9608$	13 922	77 461
$(1,01)^{-72}=0,4885$	4 735	2 313	34 540	16 873	P_{70-74}	$(0,99)^{-72}=2,0619$	9 763	71 218
$(1,01)^{-77}=0,4648$	2 660	1 236	27 230	12 657	P_{75-79}	$(0,99)^{-77}=2,1682$	5 767	59 040
$(1,01)^{-82}=0,4422$	1 165	515	18 075	7 993	P_{80-84}	$(0,99)^{-82}=2,2799$	2 656	41 209
$(1,01)^{-87}=0,4208$	390	164	9 195	3 869	P_{85-89}	$(0,99)^{-87}=2,3974$	935	22 044
$(1,01)^{-92}=0,4003$	120	48	2 995	1 199	P_{90-94}	$(0,99)^{-92}=2,5209$	303	7 550
$(1,01)^{-97}=0,3809$	30	11	415	158	P_{95-99}	$(0,99)^{-97}=2,6509$	80	1 100
		222 445		520 634	P_{0-w}		392 779	1 137 016

* См. табл. 2; здесь мы пользуемся данными о численности стационарного населения по возрастным группам, приложенными к рассматриваемой таблице смертности.

ТАБЛИЦА 6. **МОДЕЛИ РАЗЛИЧНЫХ ВИДОВ СТАБИЛЬНОГО НАСЕЛЕНИЯ**

	Коэффициент естественного прироста						Коэффициент естественного прироста					
	3 на 100	2 на 100	1 на 100	0	−1 на 100	−2 на 100	3 на 100	2 на 100	1 на 100	0	−1 на 100	−2 на 100
	Норвежская таблица для женщин (1951—1955 гг.) ($e_0=74,7$ года)						**Шведская таблица для мужчин** (1891—1900 гг.) ($e_0=50,9$ года)					
0—19 лет	50,4	42,2	34,1	26,1	18,9		55,6	48,1	40,2	32,1	24,5	
20—59 лет	42,3	46,4	49,4	50,5	49,5		39,8	44,7	49,0	52,1	53,5	
60 лет и старше	7,3	11,2	16,5	23,4	31,6		4,6	7,2	10,8	15,8	22,0	
Все возрасты	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0		100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	
Коэффициент рождаемости — промилле	34,3	26,3	19,3	13,4	8,8		44,7	35,4	27,0	19,6	13,5	
Коэффициент смертности — промилле	4,3	6,3	9,3	13,4	18,8		14,7	15,4	17,0	19,6	23,5	
	Шведская таблица для мужчин (1816—1840 гг.) ($e_0=39,5$ года)						**Таблица Дювийяра** ($e_0=28,8$ года)					
0—19 лет	58,7	51,8	44,4	36,7	29,1	22,1	55,6	48,2	40,5	32,6	25,1	
20—59 лет	38,5	43,8	48,8	53,2	56,4	57,9	40,6	45,9	50,6	54,4	56,5	
60 лет и старше	2,8	4,4	6,8	10,1	14,5	20,0	3,8	5,9	8,9	13,0	18,4	
Все возрасты	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	
Коэффициент рождаемости — промилле	53,0	42,9	33,6	25,2	18,2	12,4	56,8	45,2	34,7	25,3	17,7	
Коэффициент смертности — промилле	23,0	22,9	23,6	25,2	28,2	32,4	36,8	35,2	34,7	35,3	37,7	

Поэтому к середине года (A —1) численность населения составляла:

$$222\,445 \times 0{,}995 = 221\,333.$$

Отсюда получаем коэффициент рождаемости:

$$n = \frac{10\,000}{221\,333} = 45{,}2 \text{ на } 1000.$$

Поскольку $n - m = r = 10{,}0$ на 1000, находим значение

$$m = 45{,}2 - 10{,}0 = 35{,}2 \text{ на } 1000.$$

В табл. 6 наряду с 4 численностями населения из табл. 5 и двумя численностями стационарного населения из табл. 2 приведено стабильное население, выведенное из норвежской таблицы, с коэффициентом прироста в 2% и в 3%, а также стабильное население, выведенное из таблицы Дювийяра, с коэффициентами прироста в —2% и в + 2%. В ней фигурируют только численности стабильного населения, выведенные из шведской таблицы для мужчин за 1891—1900 гг. ($e_0 = 50{,}9$ года), и 6 численностей стабильного населения, выведенных из шведской таблицы для мужчин за 1816—1840 гг. ($e_0 = 39{,}5$ года).

Таким образом, мы здесь имеем широкую сравнительную картину различных моделей населения, которая поможет нам соответствующим образом уточнить связи, существующие между отдельными характерными признаками этих совокупностей.

Мы видим, что для населения, выведенного из одной и той же таблицы смертности, иначе говоря, для населения, у которого один и тот же риск смертности, степень старения может быть весьма различной. На основании данных табл. 6 мы находим:

при средней продолжительности жизни в 28,8 года процент людей в возрасте «60 лет и старше» составляет от 3,8 до 18,4;

при средней продолжительности жизни в 39,5 года процент людей в возрасте «60 лет и старше» составляет от 2,8 до 20,0;

при средней продолжительности жизни в 50,9 года процент людей в возрасте «60 лет и старше» составляет от 4,6 до 22,0;

при средней продолжительности жизни в 74,7 года процент людей в возрасте «60 лет и старше» составляет от 7,3 до 31,6.

При этом крайние значения, которые указаны, вовсе не соответствуют каким-то непереходимым границам. Мы просто ограничились тем, что сконструировали население, в котором рождаемость и смертность находятся в допустимых пределах. Вот почему некоторые колонки в табл. 6 остаются пустыми: население, которое могло бы находиться в этих колонках, должно было бы иметь исключительные (высокие и низкие) коэффициенты рождаемости [1].

[1] Так, например, конструируя стабильное население с коэффициентом прироста—2 на 100 из норвежской таблицы, мы должны были бы получить модель, в которой люди в возрасте «60 лет и старше» достигли бы 40,7%

Эти различные степени постарения населения отражаются на коэффициентах смертности, в результате чего в населениях с одинаковой средней продолжительностью жизни коэффициенты смертности иногда относятся друг к другу, как 1 к 4 (например, с 4,3 на 1000 до 18,8 на 1000 в населении, вычисленном из норвежской таблицы (см. рис. 86).

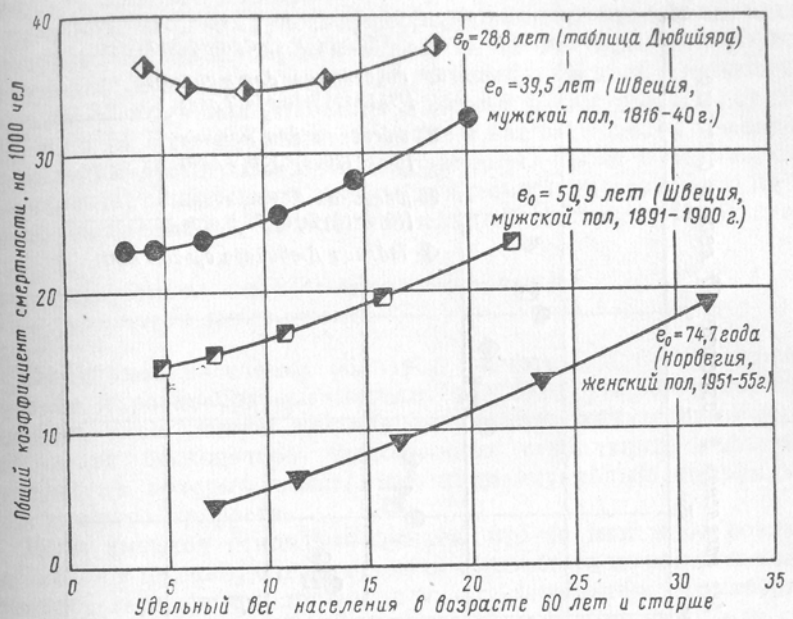

Рис. 86. Степень постарения населения и общий коэффициент смертности в различном стабильном населении.

Следует отметить, что если средняя продолжительность жизни невелика, а население по своему составу молодое (в результате большой рождаемости, как мы увидим), то увеличение удельного веса пожилых людей влечет за собой лишь незначительное повы-

и где коэффициенты смертности и рождаемости соответственно составили бы 25,4 на 1000 и 5,4 на 1000. Подобное реальное население, чтобы оно могло существовать, должно было бы снизить свою рождаемость до совершенно необыкновенного уровня. Напротив, в случае с населением, связанным с таблицей Дювийяра, для нейтрализации очень высокой смертности и обеспечения значительного коэффициента прироста r нужно было бы достичь очень высокого коэффициента рождаемости. Мы уже видели, что если $r = 2$ на 100, то нужно, чтобы n было равно 56,8 на 1000, что почти достигает физиологического предела. Чтобы достичь $r = 3$ на 100, необходимо, чтобы n превысило 60 на 1000. Мы получаем здесь нереальные цифры. Хотя невозможно точно определить верхний предел рождаемости, мы все же видим, что в этих случаях модели населения становятся немыслимыми, так как некоторые из них предполагают достижение таких уровней плодовитости, которые превышают возможности человеческого рода.

шение общего коэффициента смертности, а иногда даже снижение его (см. на рис. 86 верхнюю кривую, относящуюся к $e_0 = 28{,}8$ года). В данном случае это объясняется большим значением смертности молодых (вспомним, что в примере, который взят из таблицы Дювийяра, почти половина родившихся умирает в возрасте до 20 лет). При таких условиях наиболее молодая часть населения

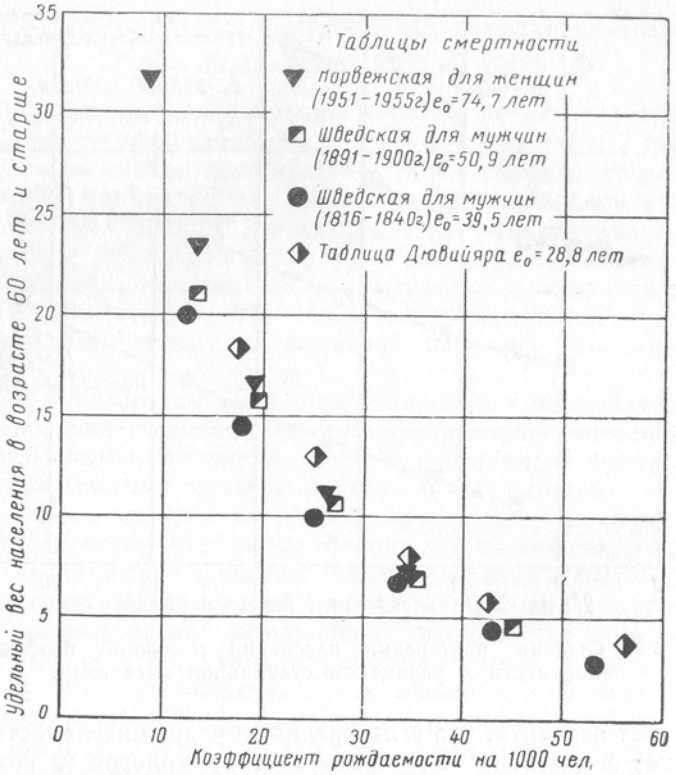

Рис. 87. Степень постарения населения и валовой коэффициент рождаемости в различном стабильном населении.

может увеличивать показатели смертности. Более того, если процесс постарения населения уже начался, то смертность людей в молодом возрасте прежде всего отражается на повышении относительного значения смертности средних возрастов, которые имеют наиболее низкую смертность, а не на повышении смертности стариков. Это можно проверить на моделях населения, выведенных из таблицы Дювийяра, где $r = 2$ на 100, а затем 1 на 100 (см. табл. 6).

При *неизменном риске смертности* (измеряемом данной таблицей смертности) различия в степени старения разных видов стабильного населения могут объясняться только параллельными

изменениями в плодовитости. Поэтому при построении модели населения с заданным коэффициентом прироста надо заранее определить соответствующий коэффициент рождаемости [1], чтобы учесть изменение плодовитости в одном населении по сравнению с другим.

Рис. 87 показывает тесную связь, существующую в различных видах стабильного населения между коэффициентом рождаемости и степенью старения населения (измеряемого процентом людей в возрасте 60 лет и старше), каков бы ни был при этом уровень смертности (измеряемый соответствующей таблицей смертности). На рис. 87 применены таблицы с весьма различными e_0 от 28,8 года и до 74,7 года. Таким образом, в наших моделях населения мы находим достаточно точно выраженную (даже в количественном аспекте) общую связь между рождаемостью и степенью постарения населения, о которой говорилось в предыдущей главе.

Теоретическое стабильное население и реальное население

Стабильное население образует значительно более многочисленные и разнообразные модели, чем стационарное население, так как, имея данную таблицу смертности, можно на ее основе рассчитать бесконечное число видов стабильного населения, каждый из которых имеет свой индивидуальный коэффициент естественного прироста.

Если имеются основания думать, что то или иное реальное население в течение долгого времени изменялось по одной и той же таблице смертности с неизменным коэффициентом естественного прироста, то можно попытаться уподобить такое население соответствующему теоретическому стабильному населению.

Однако существует очевидный пробел в нашем изображении как стабильного, так и стационарного населения (напомним, что стационарное население представляет собою частный случай стабильного населения): законы плодовитости никогда не проявляются в явной форме. Действительно, можно установить связь между коэффициентом естественного прироста стабильного населения и его общим коэффициентом воспроизводства R; с другой стороны, мы установили, что население, подчиняющееся данной таблице смертности и следующее закону неизменной плодовитости, определенному *рядом возрастных коэффициентов плодовитости*, есть *стабильное население.*

Исходя из этого, если мы хотим сконструировать стабильное население, определяемое таблицей смертности и рядом возрастных коэффициентов плодовитости, то эти коэффициенты можно объединить в коэффициенте воспроизводства R, после чего можно исчи-

[1] И косвенно величин коэффициента смертности, которые связаны со степенью постарения населения; последняя же в свою очередь (мы это увидим позже) зависит от данного уровня рождаемости.

слить соответствующий ему в стабильном состоянии коэффициент естественного прироста. Так мы приходим к построению модели стабильного населения, определяемой таблицей смертности и коэффициентом естественного прироста. Мы еще вернемся к выяснению этой проблемы в следующей главе.

С другой стороны, существует следующее интересное свойство, которое установил американский демограф Лотка (Lotka, 1880—1949 гг.).

Если население имеет определенную возрастную структуру и подчиняется неизменным законам плодовитости, определяемым возрастными коэффициентами, и смертности, определяемым таблицей смертности, то число ежегодных рождений обнаруживает волнообразные колебания, которые постепенно уменьшаются и по истечении более или менее длительного промежутка времени начинают изменяться из года в год в соответствии с постоянным коэффициентом роста.

Мы уже знаем, что население, у которого закон смертности неизменен, а ежегодное число рождений изменяется в соответствии с постоянным коэффициентом, является стабильным населением (именно таким образом мы и строили теоретическую модель). Следовательно, то, что было сформулировано, соответствует следующему положению: *население, имеющее определенную возрастную структуру и подчиняющееся неизменным законам плодовитости и смертности, постепенно приближается к связанному с этим законом стабильному состоянию.*

В реально существующих населениях, конечно, могут происходить различные пертурбации под влиянием войн или эпидемий; такие пертурбации могут серьезно нарушать возрастное распределение. Выводы Лотки убеждают нас в том, что поддержание норм неизменной смертности и неизменной рождаемости мало-помалу исправит эти нарушения в возрастной пирамиде, которая будет постепенно приближаться к теоретической модели стабильного населения.

Только что описанное свойство ведет к тому, что мы связываем с реальным населением такой коэффициент естественного прироста, который оно имело бы по истечении длительного периода сохранения существующих «норм» плодовитости и смертности, иначе говоря, когда было бы достигнуто предельное состояние стабильности. Так определяется коэффициент прироста, присущий данному населению, освобожденный от случайных явлений существующей структуры населения, от наследия прошлого, которое маскирует жизненные процессы, происходящие в настоящем. Этот коэффициент называют *истинным коэффициентом естественного прироста*, или же *коэффициентом Лотки*. Мы еще вернемся к этому показателю и к способу его исчисления в следующей главе. Вместе с тем, как уже упоминалось, мы рассмотрим способы построения модели стабильного населения, на которое здесь делаются ссылки, т. е. стабильного населения, вытекающего из данных «норм» смертности (определяемых таблицей смертности) и плодовитости (определяемых рядом коэффициентов плодовитости по возрастам).

Заметим также, что все теоретические модели, которые мы здесь демонстрировали, были моделями населения, состоящего из одного пола. Действительно, теория стабильного населения оставляет в стороне фактор брачности. Мы, конечно, можем конструировать стабильное население, состоящее из обоих полов но такая конструкция всегда будет носить чисто формальный характер. Для этого нужно только сделать выбор таблицы смертности для каждого пола (причем объединение двух таблиц должно быть сделано надлежащим образом, т. е. с учетом вероятных расхождений между мужской и женской смертностью в один и тот же период) и учесть процент мальчиков и девочек среди новорожденных (105 мальчиков на 100 девочек). После этого остается применить к обоим стационарным населениям, вытекающим из предыдущих данных, ряд поправочных коэффициентов, соответствующих избранному коэффициенту естественного прироста (см., например, множители в табл. 5).

3

ВОСПРОИЗВОДСТВО НАСЕЛЕНИЯ

В результате рождаемости и смертности во всяком населении происходит процесс непрерывного обновления, которое получило название «воспроизводство». С этим процессом связаны два понятия: понятие естественного прироста населения и понятие замены поколений.

Коэффициент годового естественного прироста населения является суммарным показателем, на который оказывает сильное влияние структура населения. Этот показатель заставляет думать, что поскольку баланс рождений-смертей является положительным, замена поколений обеспечена; между тем в некоторых случаях это отнюдь не соответствует действительности.

Замена поколений измеряется с помощью коэффициента чистого воспроизводства, который по своей сущности является показателем, основанным на продольном анализе. Однако в большинстве случаев чистый коэффициент исчисляется как показатель за определенный отрезок времени. При этом мы стараемся найти основные характерные черты данного периода, освобождаясь от влияния структурных различий; в этих условиях чистый коэффициент воспроизводства нередко истолковывается как средство предвидения, что, однако, связано с некоторыми опасностями.

То же самое стремление элиминировать влияние существующего возрастного состава населения ведет иногда к исчислению так называемого истинного коэффициента естественного прироста населения, предложенного Лоткой.

Но часто встречаются и такие случаи, когда важнее рельефно выделить именно воздействие существующей структуры населения на ближайший период демографической эволюции, а не пытаться определить влияние более глубоких факторов на эволюцию в длительном аспекте: так бывает в тех случаях, когда существующая структура оказывает сильное влияние на ближайшее будущее населения.

Естественный прирост

Наиболее простой способ наблюдения над динамикой того или иного населения состоит в определении его ежегодного прироста [1]. Чтобы получить возможность сопоставлять население, имеющее весьма разную численность, мы исчисляем коэффициент ежегодного прироста, который изображается как частное $\frac{\Delta P}{P_m}$, умноженное на 100 или на 1000. ΔP — это прирост населения в течение рассматриваемого года (т. е. между двумя последовательными 1 января), а P_m — это средняя численность населения в течение того же года (это может быть или численность на середину года, или средняя арифметическая численность на оба первые января, т. е. на начало и на конец года).

Чаще всего внимание бывает сосредоточено *на естественном движении населения*, иначе говоря, на изменениях численности населения под влиянием рождений и смертей и без учета миграций. Таким образом, естественный прирост ΔP_1, который мы берем в качестве примера, представляет собой баланс рождений (N) и смертей (M). В таком случае

$$\Delta P_1 = N - M$$

и, следовательно, годичный коэффициент

$$a = \frac{\Delta P_1}{P_m} = \frac{N-M}{P_m} = n - m \qquad (A)$$

равен разности между коэффициентом рождаемости и коэффициентом смертности. Все эти коэффициенты, как правило, выражаются как 1 на 1000 (и это впоследствии приводит к преобразованию формулы (A).

Рассмотрим числовой пример, относящийся к Франции 1954 г.:

оценка населения на 1 января 1955 г.—43 117 000;

оценка населения на 1 января 1954 г.—42 785 000;

прирост населения ΔP —332 000.

В течение 1954 г. во Франции наблюдалось:

рождений (N) — 807 206,

смертей (M) — 515 346,

естественный прирост (ΔP_1) — 291 860.

Таким образом, некоторая часть общего прироста ΔP является результатом положительного сальдо миграции:

$$\Delta P - \Delta P_1 = 332\,000 - 291\,860 = +40\,140\ ^{2}.$$

[1] Как и в предшествующей главе, термин «прирост» понимается в алгебраическом смысле и в той или иной мере служит синонимом термина «изменение»; поэтому прирост населения не обязательно означает его увеличение.

[2] Если в развитых странах показатели естественного движения населения известны с очень большой точностью (так как хорошо известны числа рождений и смертей), то данные о миграции обычно очень приблизительны; во Франции эти цифры особенно неудовлетворительны из-за отсутствия соответствующей административной организации. Видимая точность, которую дает цифра 40 140, претендует на измерение сальдо миграции за 1954 г., не должна создавать иллюзии. Практически это сальдо определяется очень грубо и служит для корректировки ежегодных оценок населения, которые

Среднее население равно:

$$P_m = \frac{42\,785\,000 + 43\,117\,000}{2} = 42\,951\,000.$$

Следовательно, коэффициент естественного прироста составляет:

$$a = \frac{291\,860}{42\,951\,000} = 6{,}8 \text{ на } 1000.$$

Одновременно он равен разности между числом рождений и числом смертей (на 1000):

$$n - m = 18{,}8 - 12{,}0 = 6{,}8 \text{ на } 1000^1.$$

Он ниже, чем общий коэффициент прироста населения $\frac{\Delta P}{P_m}$, числитель которого включает сальдо миграций (которое в данном случае имеет положительное значение). Мы имеем:

$$\frac{\Delta P}{P_m} = \frac{332\,000}{42\,951\,000} = 7{,}7 \text{ на } 1000.$$

Коэффициенты естественного прироста населения; их изменения во времени и пространстве

В масштабе всего земного шара, очевидно, лишь естественный прирост определяет собой эволюцию численности населения. Для большинства стран прирост населения в основном также определяется естественным приростом.

Однако в известные периоды истории в некоторых государствах их демографическая эволюция в основном определялась миграциями. Ограничиваясь здесь лишь примерами из недалекого прошлого, напомним о большом значении прилива иммигрантов для увеличения населения Соединенных Штатов в XIX и в начале XX вв. и одновременно о том, как сильно тормозился рост населения в некоторых европейских государствах в результате отлива эмигрантов из этих стран в Соединенные Штаты и, если говорить более широко, вообще в Новый Свет. Во Франции в период между 1920 и 1930 гг. прилив 2 млн. иностранцев маскировал демографическое ослабление коренного населения страны. Наконец, и в более поздние годы в Европе наблюдались значительные миграционные процессы.

Миграционные движения в пределах одной и той же страны, как правило, явление значительно более важное, чем миграции между этой страной и внешним миром. Точно так же в рамках небольших территориальных единиц (например, во Франции

мы округлили до тысяч. Цифра, которую мы нашли (40 140), вытекает из обратного расчета, т. е. из сопоставления разности между общей численностью населения на начало и на конец года и баланса рождений и смертей за этот же год. Точность этой цифры имеет лишь видимый характер.

[1] См. наши расчеты на стр. 37.

в рамках департаментов) внутренние миграции имеют иногда большее значение, чем естественное движение населения.

Исходя из того, что нам известны колебания смертности до всякого прогресса медицины, гигиены и экономики, мы видим, что в этих условиях естественный прирост населения также должен был бы подвергаться значительным колебаниям. Поскольку рождаемость фактически варьирует сравнительно мало, то неожиданные скачки коэффициента смертности должны были бы почти точно отражаться в коэффициенте естественного прироста.

За исключением периодов войн, эпидемий и голода, рождаемость слегка превышала смертность; ежегодный прирост населения, как правило, достигает нескольких единиц на 1000, причем верхний предел — 10 на 1000 или 1%. Если бы постоянно наблюдался средний прирост (между 5 на 1000 и 10 на 1000) и такие коэффициенты держались бы в течение долгого периода, то удвоение численности населения произошло бы приблизительно в течение одного столетия. При среднем коэффициенте от 4 до 5‰, который более правдоподобен, удвоение населения произошло бы лишь в конце второго столетия. Но на деле происходили различные катастрофы, нарушавшие баланс рождений и смертей и «пожиравшие» демографический прирост за многие годы.

Лишь потому, что смертность снизилась раньше, чем рождаемость, коэффициент естественного прироста населения (a) в странах Западной Европы все же оставался положительным в течение всего XIX в.

Во Франции, где рождаемость начала уменьшаться еще со второй половины XVIII в., естественный прирост населения был значительно меньшим, чем в соседних странах. Мы наблюдаем следующее снижение показателей:

В период	1801—1825 гг.	средний	годовой	коэффициент 5,3 на 1000;
» »	1826—1850 гг.	»	»	» 4,3 на 1000;
» »	1851—1875 гг.	»	»	» 2,1 на 1000 [1];
» »	1876—1900 гг.	»	»	» 1,8 на 1000 [1].

Наряду с этими невысокими коэффициентами приведем также показатели по Швеции, которую можно считать страной, характерной для Западной Европы:

В период	1801—1850 гг.	средний	годовой	коэффициент 8,1 на 1000;
» »	1851—1900 гг.	»	»	» 11,5 на 1000.

После 1850 г. тенденция к снижению рождаемости мало-помалу распространяется на различные страны Европы и на заокеанские англосаксонские страны. Вместе с тем и естественное увеличение населения в этих странах постепенно снижается до такой степени, что в некоторых из них наблюдается совершенно ничтожный коэффициент естественного прироста населения (от 2 до 4

[1] Баланс рождений и смертей не был отрицательным, за исключением 1854, 1855, 1870, 1871, 1890, 1891, 1892 и 1895 гг.

на 1000). В частности, во Франции, где к влиянию понижения рождаемости присоединяется воздействие экономического кризиса и неблагоприятной возрастной структуры, коэффициент естественного прироста начиная с 1935 г. становится отрицательным и остается таким же и в последующие годы.

Ускорение снижения смертности непосредственно вслед за второй мировой войной и повышение рождаемости во Франции, а также и в некоторых других странах (в том числе и в Соединенных Штатах) привели к повышению коэффициента прироста населения, который в этих странах, как правило, превышает в настоящее время 5 на 1000 [1].

Но самый примечательный факт за последние 15 лет — это быстрое и значительное снижение смертности в слаборазвитых

ТАБЛИЦА 1. КОЭФФИЦИЕНТ ЕСТЕСТВЕННОГО ПРИРОСТА НАСЕЛЕНИЯ в 1958 г. (на 1000 человек)

АФРИКА	
Южно-Африканский союз	
европейское население	17,1
цветное население	30,8
население азиатского происхождения	21,3
СЕВЕРНАЯ АМЕРИКА	
Канада	19,7
США	14,8
Гватемала	27,4
Ямайка	29,3
Мексика	32,0
Панама	30,6
Пуэрто-Рико	25,8
Сальвадор	33,8
ЮЖНАЯ АМЕРИКА	
Аргентина	14,6
Чили	23,4
Колумбия	30,5
Эквадор	30,7
Венесуэла	35,3
АЗИЯ	
Израиль	20,8
Япония	10,5
Цейлон	25,3
Китай	27
Тайвань	34,1
Гонконг	31,3
Сингапур	35,0
ЕВРОПА	
ФРГ	6,2
Австрия	4,9
Бельгия	5,4
Дания	7,4
Финляндия	9,6
Франция	7,0
Великобритания	5,1
Англия и Уэлс	4,7
Шотландия	8,4
Северная Ирландия	9,6
Ирландия	8,9
Норвегия	9,2
Нидерланды	13,6
Швеция	4,6
Швейцария	8,1
Испания	13,2
Греция	11,9
Италия	8,5
Португалия	13,5
Югославия	14,6
Албания	32,5
ГДР	3,4
Болгария	10,0
Венгрия	6,2
Польша	17,8
Румыния	12,9
Чехословакия	8,1
СССР	18,1
Австралия	14,2
Новая Зеландия	17,7

[1] В Соединенных Штатах в настоящее время коэффициент естественного прироста населения составляет около 1,5%.

странах, происходящее без понижения уровня рождаемости. В результате этого наблюдается значительное повышение коэффициента прироста населения, который нередко достигает уровней, никогда не достигавшихся раньше. Ежегодный прирост более чем 20 на 1000 (т. е. свыше 2%) — обычное явление в таких странах; многие из этих стран достигли 30 на 1000 (3%), а некоторые приближаются к 40 на 1000 (4%).

Цифры табл. 1 вытекают из сопоставления валовых коэффициентов смертности и рождаемости, приведенных в табл. на стр. 76 и 176. Поэтому величина этих цифр зависит от тех коэффициентов, которые лежат в ее основе [1]. Добавим, что для населения всего земного шара коэффициент ежегодного прироста в настоящее время составляет около 2%.

Однако коэффициент прироста, несмотря на его видимую конкретность, всегда остается все же несколько абстрактным показателем. Если ограничиться применением только этого коэффициента, то нельзя установить «иерархию» реальных показателей прироста населения различных стран. В частности, пользование коэффициентом прироста ведет к тому, что невольно занижается увеличение населения именно в тех случаях, когда коэффициенты достигают наиболее высоких уровней.

Исчисление эволюции населения с помощью постоянного коэффициента естественного прироста лучше всего поможет нам установить различные ритмы прироста, связанные с различными коэффициентами годового прироста.

Динамика населения при постоянном коэффициенте естественного прироста

Обозначим как P_0 численность некоторого населения на 1 января исходного года (назовем его A); предположим, что этому населению присущ неизменный коэффициент прироста, обозначаемый как a (этот коэффициент может быть как положительным, так и отрицательным). Посмотрим модель такой эволюции населения и определим с ее помощью, что станет с первоначальной численностью населения в течение последующих лет.

В течение года A, т. е. между 1 января года A и 1 января года $(A + 1)$ население изменилось на $P_0 \times a$; таким образом, к 1 января года $(A + 1)$ оно достигло численности $P_0 \times a + P_0$ или $P_0 (1 + a)$. Следовательно, в течение первого года между двумя датами 1 января население увеличилось в $(1 + a)$ раз.

Итак, если $a = 15$ на $1000 = 1{,}5$ на 100, или 0,015, то $1 + a = 1{,}015$; это число и служит множителем; если же $a = -5$

[1] Однако если в равной степени имеет место недооценка коэффициента смертности и коэффициента рождаемости (в десятых долях единицы по отношению к 1000), то это не нарушает правильной оценки естественного прироста.

на 1000 = —0,5 на 100, или —0,005, то $1 + a = 0{,}995$; это число и служит множителем.

Если коэффициент естественного прироста населения не изменяется во времени, то совершенно очевидно, что и ежегодный множитель также остается неизменным. Отсюда следует, что, имея исходную численность населения P_0 на 1 января года A и постоянный коэффициент годового прироста, равный a, мы наблюдаем в дальнейшем следующую эволюцию:

1 января A . . . . . P_0;
» $(A+1)$ . . . . . $P_0(1+a)$;
» $(A+2)$ . . . . . $P_0(1+a)^2$;
» $(A+3)$ . . . . . $P_0(1+a)^3$;
. . . . . .
» $(A+k)$ . . . . . $P_0(1+a)^k$.

По истечении k лет первоначальное население P_0 умножается на $(1+a)^k$; численность населения растет в *геометрической прогрессии*.

В целях иллюстрации этого решим две задачи. Чтобы сделать более осязаемыми последствия, вытекающие из сохранения неизменного коэффициента годового прироста населения, иногда определяют период времени, необходимый для удвоения населения [1]. Иными словами, ищут промежуток времени x, необходимый для того, чтобы величина $(1+a)^x$ была равна 2. Решение уравнения $(1+a)^x = 2$ требует применения логарифмов:

$$x \log (1+a) = \log 2 = 0{,}30103,$$

и, следовательно,

$$x = \frac{0{,}30103}{\log (1+a)}.$$

При условии, что $a = 0{,}5\% = 0{,}005$, $1 + a = 1{,}005$; $\log (1+a) = \log 1{,}005 = 0{,}00217$, из чего следует:

$$x = \frac{0{,}30103}{0{,}00217} = 139 \text{ лет.}$$

При $a = 4\% = 0{,}04$, $1 + a = 1{,}04$ $\log (1+a) = \log 1{,}04 = 0{,}01703$.

$$x = \frac{0{,}30103}{0{,}01703} = 17{,}7 \text{ года.}$$

В табл. 2 даны периоды времени, необходимые для удвоения населения при различных величинах коэффициента годового прироста населения.

[1] Конечно, эта задача имеет смысл лишь в том случае, если a имеет положительное значение, что, как правило, фактически и бывает. При a, имеющем отрицательное значение, можно было бы искать период времени, необходимый для того, чтобы население сократилось наполовину.

ТАБЛИЦА 2. ЧИСЛО ЛЕТ, НЕОБХОДИМОЕ ДЛЯ УДВОЕНИЯ НАСЕЛЕНИЯ ПРИ РАЗЛИЧНЫХ ПОСТОЯННЫХ КОЭФФИЦИЕНТАХ ГОДОВОГО ПРИРОСТА

Коэффициент годового прироста . .	5 на 1 000	10 на 1 000	15 на 1 000	20 на 1 000	25 на 1 000	30 на 1 000	35 на 1 000	40 на 1 000
Число лет, необходимое для удвоения населения . .	139	69,7	46,5	35,0	28,1	23,4	20,1	17,7

Можно поставить перед собой другую задачу: вычислить прирост первоначального населения за определенный промежуток времени, например за 100 лет. В этом случае по истечении заданного промежутка времени неизвестным является множитель $(1+a)^{100}$. Мы и здесь переходим к логарифмам:

$$\log (1+a)^{100} = 100 \log (1+a).$$

После этого расчета чтение таблицы логарифмов позволяет нам получить величину $(1+a)^{100}$. Например, если $a = 0{,}5\%$, $\log (1+a)^{100} = 100 \times \log 1{,}005 = 0{,}217$ и $(1+a)^{100} = 1{,}65$.

Если $a = 4\%$, $\log (1+a)^{100} = 100 \times \log 1{,}04 = 1703$ и $(1+a)^{100} = 50{,}5$.

Итак, в первом случае мы получаем умножение на 1,65 (т. е. 65% прироста), а во втором случае — умножение на 50,5 (т. е. 4950% прироста!).

В табл. 3 взяты те же цифры, что и в табл. 2, и то же значение a, но все показатели отражают прирост первоначального населения по истечении 100 лет и при неизменном коэффициенте прироста.

ТАБЛИЦА 3. УВЕЛИЧЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ ПО ИСТЕЧЕНИИ 100 ЛЕТ ПРИ НЕИЗМЕННОМ КОЭФФИЦИЕНТЕ ГОДОВОГО ПРИРОСТА

Коэффициент годового прироста . .	5 на 1 000	10 на 1 000	15 на 1 000	20 на 1 000	25 на 1 000	30 на 1 000	35 на 1 000	40 на 1 000
Во сколько раз увеличится население за 100 лет . .	1,65	2,70	4,44	7,24	11,8	19,2	31,2	50,5

Общий характер коэффициента естественного прироста

Единственное уточнение, которое дает коэффициент ежегодного прироста по сравнению с балансом рождений-смертей, состоит в том, что он исключает влияние того, что в этом балансе зависит от *численности* населения, и приводит показатели к определенному итогу, чаще всего к 1000 человек. Напротив, влияние *возрастной структуры* на коэффициент прироста остается неизменным. В населении с различными возрастными структурами различные уровни рождаемости и смертности, которые могут быть сравнимы между собою, выражаются [1] в весьма различных коэффициентах прироста.

Не подлежит сомнению, что всякое население в конце концов приобретает такую возрастную структуру, которую придает ему его рождаемость, если только эта последняя остается постоянной на протяжении значительного времени [2]. Но в периоды колебаний плодовитости или каких-либо пертурбаций состав населения все же сохраняет свою связь с той структурой, которая унаследована от прошлого; в такие периоды коэффициент рождаемости плохо отражает ситуацию, присущую данному моменту, и, следовательно, то же самое происходит с коэффициентом прироста.

В целях иллюстрации сказанного возьмем, например, Францию. В то время как данные о плодовитости и смертности начиная с 1890 г. свидетельствуют о неудовлетворительном положении и о необеспеченности полной замены поколений, коэффициент естественного прироста все же оставался положительным до 1934 г. (за исключением немногих отдельных лет и, конечно, за исключением периода мировой войны). Население Франции, можно сказать, извлекало «выгоду» из возрастной структуры, которая была более благоприятной, чем это соответствовало плодовитости и смертности того периода времени. Это создавало иллюзию, что в будущем сохранится рост населения, хотя условий, требующихся для этого роста, фактически не было.

Рассмотрим еще один пример, на этот раз искусственный, но он хорошо показывает, к каким искаженным представлениям могут приводить некоторые демографические структуры. Возьмем поколение новобрачных за один год. В таком молодом поколении очень мало смертей, но весьма значительное число рождений, даже при том условии, что каждая пара молодых супругов имеет лишь по одному ребенку. Условия для полной замены поколений здесь далеко не обеспечены, а между тем как баланс рождений-смертей, так и коэффициент прироста в течение нескольких лет явно положительны.

[1] На базе коэффициентов рождаемости и смертности.

[2] Мы не говорим здесь о смертности, поскольку, как мы уже видели, уровень смертности практически не оказывает прямого воздействия на возрастной состав населения (по крайней мере при отсутствии роста смертности, обусловленного старением состава населения).

Поэтому нас интересует следующая проблема: оценить возможности прироста населения в том виде, как они вытекают из условий, присущих плодовитости и смертности за данный отрезок времени, исключив влияние возрастного состава населения.

Чистый коэффициент воспроизводства

Для того чтобы оценить, в какой мере данное поколение обеспечило свою замену, надлежит проследить за этим поколением с момента его рождения до того, как оно произведет на свет своих потомков. Полная замена поколения наблюдается в том случае, если 1000 человек данного поколения, учтенные с момента их рождения, произвели на свет 1000 новорожденных (живых). Если родилось свыше 1000 новорожденных, то это не только обеспечивает замену поколения, но и дает известный излишек.

Вследствие того что супружеские пары состоят как из мужчин, так и из женщин разного возраста, трудно выделить потомство одного поколения из общей совокупности новорожденных. Поэтому обычно интересуются только женской частью поколений: во-первых, у женщин возрастные пределы периода способности к деторождению определяются более точно, и, во-вторых, и это особенно важно, установление материнства обычно не вызывает никаких трудностей. В результате изучается воспроизводство женского населения, т. е. потомство определенной численности женщин, учитываемое по числу новорожденных девочек.

Ведя наблюдение за 100 девочками, выбранными наудачу среди новорожденных в женских поколениях Франции за период 1831—1835 гг., установили, что у этих 100 девочек впоследствии родилось в среднем 94 дочери. Пересчитав этот результат на 1 девочку (принадлежащую к совокупности поколений, потомство которых подвергается изучению), мы получаем показатель, который носит название «*чистый коэффициент воспроизводства*». В нашем примере он составляет 0,94. Как правило, этот показатель мы будем обозначать символом R_0.

Если чистый коэффициент воспроизводства ниже единицы, то полная замена поколения будет не обеспечена; для ее обеспечения нужно, чтобы R_0 было равно 1; при $R_0 > 1$ возникает некоторый излишек, который измеряется величиною $R_0 - 1$.

При чистом коэффициенте воспроизводства, равном 0,94, для обеспечения полной замены потребовалось бы увеличение рождаемости на 6 девочек в совокупности 100 наблюдаемых от рождения женщин. Напротив, например при $R_0 = 1{,}34$ образуется превышение в 34% по сравнению с числом, необходимым для полной замены.

Условия статистического наблюдения плохо приспособлены к тому, чтобы прямо определять чистые коэффициенты воспроизводства в том виде, как мы их только что определили. Единственное число, которое может быть без затруднений получено,— это

среднее число девочек (родившихся живыми), рожденных оставшимися в живых женщинами различных поколений; это число может быть получено из переписи населения. Мы уже видели выше (см. стр. 189), что средние численности девочек, рожденных женщинами, уже достигшими 50 лет, позволяет получить приемлемые оценки *валового* коэффициента воспроизводства различных поколений, которыми мы интересуемся. Чтобы перейти от этих валовых коэффициентов к соответствующим чистым коэффициентам воспроизводства, нужно было бы включить в исчисление средних чисел девочек, рожденных женщинами различных поколений, с одной стороны, число девочек, родившихся живыми и от женщин, которые умерли до момента переписи, с другой стороны, общее число женщин данного поколения, умерших до момента переписи.

Чистый коэффициент воспроизводства, который мы только что определили,— это показатель смены поколения. Как и большинство показателей, относящихся к поколению, он легко и естественно воспринимается умом и принимает конкретное содержание. Вместе с тем он представляет собой лучший путь для отыскания необходимых характеристик населения.

Однако принято (хотя нередко это и оспаривается) исчислять чистый коэффициент воспроизводства за определенный промежуток времени.

Чистый коэффициент воспроизводства за определенный период времени

Конструирование показателя за определенный период времени основывается на построении фиктивной когорты, которая подвергается тем же демографическим явлениям, какие мы наблюдаем в различных изучаемых нами реальных когортах, относящихся к той же эпохе.

Мы только что видели, что чистый коэффициент воспроизводства учитывает плодовитость женщин и их смертность до 50 лет (предельный возраст для деторождения). Как показатель за определенный период времени этот коэффициент будет исчисляться исходя из теоретической когорты 1000 девочек при рождении и таблицы смертности за изучаемый период (т. е. до 50 лет), после чего к дожившим будут применяться показатели плодовитости (обычно возрастные коэффициенты), наблюдающиеся в течение того же периода.

Поясним все эти операции на примере исчисления чистого коэффициента воспроизводства населения во Франции за 1949 г. Мы уже исчисляли коэффициенты общей плодовитости по возрастам для этого года (см. стр. 181). Однако мы не располагаем таблицей смертности за 1949 г.; вместо нее мы будем пользоваться таблицей за 1946—1949 гг., исчисленной Национальным институтом статистики и экономических исследований [1], которая может считаться достаточно репрезентативной и для смертности за 1949 г.

Элементы, необходимые для нашего исчисления, приведены в колонке (1) и в колонке (2) табл. 4а. Произведения первой колонки на вторую имеют вполне определенное значение: они для каждого возраста дают число рождений когорты в 1000 девочек при рождении, имеющих смертность французских женщин в 1946—1949 гг. и возрастную плодовитость французских женщин в 1949 г.

Отметим, что применяемые коэффициенты плодовитости являются коэффициентами поколения (см. табл. 3 на стр. 181 и соответствующие пояснения в тексте). Так, коэффициент 34 на 1000 в 18 лет — это коэффициент для женщин, достигающих в текущем году 18 лет, т. е. коэффициент группы, имеющей в *среднем* 18 лет. Поэтому надлежит привести число рождений, которые указывает данный коэффициент (т. е. 34), к коэффициенту дожития до точных 18 лет, скажем к 0,925; в этом случае вместо 34 рождений мы получим 31 рождение [2]. Напротив, если бы коэффициент для 18 лет был бы коэффициентом, относящимся к женщинам с одинаковым возрастом в исполнившихся годах, т. е. исчисленным как соотношение между числом рождений у женщин в возрасте от 18 до 19 лет в течение 1949 г., то мы имели бы число рождений у женщин, имеющих средний возраст 18,5 года. Следовательно, нужно было бы воспользоваться коэффициентом дожития для этого возраста. Обычно его считают равным средней арифметической из предыдущего и последующего коэффициентов дожития, в данном случае

$$\frac{0{,}925+0{,}923}{2}=0{,}924$$

Согласно показателям плодовитости и смертности во Франции в 1949 г. от 1000 женщин, учтенных в момент рождения, родилось 2686 детей, т. е. по 2,686 ребенка на одну женщину. Но здесь мы принимаем во внимание только рождение девочек (будем считать 100 девочек на 205 детей обоего пола, т. е. 0,488 итога). Отсюда мы выводим:

$$R_0 = 2{,}686 \times 0{,}488 = 1{,}31.$$

Это вычисление можно было бы произвести быстрее, работая с пятигодичными группами (см. табл. 4б). Способ исчисления тот же. Коэффициенты дожития, которые здесь нужно применять,— это коэффициенты для 17, 22, 27, 32, 37, 42 и 47 лет (пользуясь диаграммой Лексиса) [3]. Более того, пятигодичный коэффициент

[1] См., например, Bulletin mensuel de statistique, mai 1952.

[2] Действительно, вместо умножения 34 на 0,925, которое соответствует заголовкам колонок в табл. 4, можно также умножить 925 × 0,034; совершенно очевидно, что результат будет один и тот же.

[3] Если бы пятигодичные группы 15—19 лет, 20—24 года и т. д. были возрастными группами в исполнившихся годах (что фактически часто бывает), то следовало бы применять коэффициенты дожития для 17,5 года, 22,5 года и т. д.

плодовитости есть средний коэффициент плодовитости, пригодный для 5 лет. Мы допускаем, что за 5 лет, в течение которых 1000 женщин будет находиться в возрастной группе 20—24 года, они родят ежегодно в среднем 161 ребенка. Но согласно таблице смертности из общего числа 1000 женщин при рождении только 918 женщин производят на свет детей в этой возрастной группе. Поэтому необходимо внести коррективы в число рождений: $161 \times 0{,}918$; таким образом, мы находим 148 рождений. Но так как женщины пребывают 5 лет в каждой пятигодичной возрастной группе, то 148 рождений нужно умножить на 5; это дает 740 рождений.

Действуя таким же способом с каждой возрастной группой и суммируя полученные результаты, мы находим число детей — 2695 на 1000 женщин, или по 2,695 ребенка на одну женщину при рождении. Учитывая только рождения девочек, мы получаем:

$$R_0 = 2{,}695 \times 0{,}488 = 1{,}32.$$

Незначительное расхождение с первым результатом (1,31) зависит от группировки по пятигодичным возрастным группам.

В предыдущих исчислениях мы умножали каждый из коэффициентов плодовитости (для данного возраста или для группы возрастов) на соответствующий коэффициент дожития. Более быстрый способ, хотя и приблизительный, но все же достаточно точный, состоит в том, что различные коэффициенты сначала суммируются [1], а потом эта сумма умножается на коэффициент дожития до среднего возраста матерей в момент рождения ими детей и в итоге результат еще умножается на процент девочек в общем числе родившихся детей (0,488).

Действительно, средний возраст, которым мы здесь пользуемся,— это возраст, который матери имели бы, если бы они не подвергались смертности; иначе говоря, это тот средний возраст, который можно было бы исчислить исходя из ряда цифр в колонке (2) табл. 4а.

Конечно, мы не предпринимали бы этого подсчета, если бы он не облегчал, а, напротив, затруднял данную работу. Поскольку средние возрасты довольно мало варьируют при переходе от одного населения к другому (максимальное отклонение составляет около 5 лет), мы принимаем некоторую среднюю цифру, например 28 лет, в отношении которой есть уверенность, что реальные цифры отклоняются от нее не более чем на 2 или 3 года. В 28 лет коэффициент дожития составляет 0,907. Следовательно, применяя этот метод, мы получаем:

[1] Следует указать, что, умножая на пять сумму пятигодичных коэффициентов, мы получаем (об этом стоит напомнить) среднее потомство от 1000 женщин, которые проходят все возрасты жизни без смертности (см. стр. 186). Умножая это потомство (в пересчете на одну женщину) на процент девочек при рождении (0,488), мы находим валовой коэффициент воспроизводства (R).

исходя из данных табл. 4а, мы находим $2964 \times 0{,}907 = 2688$ вместо ранее полученного результата — 2686,

исходя из данных таблицы 4б, мы находим $594 \times 5 \times 0{,}907 = 2694$ вместо 2695.

Умножая среднее потомство на 1 женщину (2,688 или 2,694, в зависимости от того, каким расчетом мы пользуемся) на удельный вес девочек в общем числе родившихся (0,488), мы в обоих случаях получаем R_0, равное 1,32.

Если при выполнении последовательных умножений будет принят не обычный порядок (сначала умножать на 0,907 и вслед за тем на 0,488), а обратная последовательность, т. е. сначала умножение на 0,488, а потом на 0,907, то после первого умножения мы получаем валовой коэффициент воспроизводства R (см. при-

ТАБЛИЦА 4а. ФРАНЦИЯ, 1949 г. ИСЧИСЛЕНИЕ ЧИСТОГО КОЭФФИЦИЕНТА ВОСПРОИЗВОДСТВА

Возраст	Число доживших (S_0=1000) (1)	Возрастной коэффициент плодовитости (2)	(1) × (2)	Возраст	Число доживших (S_0=1000) (1)	Возрастной коэффициент плодовитости (2)	(1) × (2)
15	928	1	1	35	892	93	83
16	927	4	4	36	889	83	74
17	926	14	13	37	887	72	64
18	925	34	31	38	884	62	55
19	923	66	61	39	882	52	46
20	922	104	96	40	879	41	36
21	920	143	132	41	876	32	28
22	918	172	158	42	873	24	21
23	917	188	172	43	870	17	15
24	915	197	180	44	867	10	9
25	913	197	180	45	864	6	5
26	911	191	174	46	860	3	3
27	909	185	168	47	856	1	1
28	907	173	157	48	852	1	1
29	905	162	147	49	848	—	—
30	903	151	136		Итого	2 964	2 686
31	901	137	123				
32	898	128	115				
33	896	117	105		$R_0 = 2{,}686 \times 0{,}488 = 1{,}31$		
34	894	103	92				

Примечание. Поскольку речь идет о числе доживших, приводятся точные возрасты; для коэффициентов общей плодовитости приводятся возрасты, достигнутые в течение 1949 г. (разность лет).

мечание на стр. 340). В результате мы приходим к следующей приближенной формуле:

$$R_0 = R \times S_{28\ лет}, \qquad (F)$$

в которой «$S_{28\ лет}$» означает коэффициент дожития для женщин в возрасте 28 лет.

Напомним, что, точнее говоря, здесь идет речь о среднем возрасте матерей в момент рождения ребенка при условии, что они не подвергались смертности: этот средний возраст принят здесь равным 28 годам.

Все расчеты, которые мы только что представили в этом параграфе, так же как и формула (F), могли бы относиться к какому-нибудь реальному населению, если бы мы проследили во времени его смертность и рождаемость. Такой способ исчисления чистого коэффициента является даже наиболее удовлетворительным для поколений, для которых мы не можем проследить индивидуально за всеми его членами, а между тем практически мы почти никогда не имеем этой возможности.

ТАБЛИЦА 4б. ФРАНЦИЯ, 1949 г. ИСЧИСЛЕНИЕ ЧИСТОГО КОЭФФИЦИЕНТА ВОСПРОИЗВОДСТВА

Возрастные группы*	Число доживших (S_0=1000) (1)	Возрастной коэффициент плодовитости (на 1000) (2)	(3) = (1)×(2)	(3)×5
15—19	926	24,5	23	115
20—24	918	161	148	740
25—29	909	181	165	825
30—34	898	128	115	575
35—39	887	72,5	64	320
40—44	873	25	22	110
45—49	856	2	2	10
		594		2695

$$R_0 = 2{,}695 \times 0{,}488 = 1{,}32$$

* Возрастные группы относятся к коэффициенту общей плодовитости; имеются в виду возрасты, достигнутые в течение 1949 г. Численность доживших относится соответственно (как это уже объяснено в тексте) к 17 годам, 22 годам, 27 годам, 32 годам, 37 годам, 42 годам, 47 годам.

Валовой коэффициент и чистый коэффициент

Мы уже видели, что валовой коэффициент и чистый коэффициент связаны между собой приближенной формулой (F). Поскольку R является показателем чистой плодовитости, эта формула

через посредство множителя $S_{28\ лет}$ уточняет влияние смертности на замену поколений.

Было очевидно à priori, что в том смысле, как мы это понимаем здесь, данное замещение не зависело от уровня женской смертности после 50 лет. Формула (F) показывает, что *практически* смертность влияет лишь на молодые возрасты взрослых.

R определяет условия замещения, если смертность равна нулю. При уровне биологического лимита смертности — $S_{28\ лет} = 0{,}987$ величина R_0 очень близка к R. Если же брать смертность по Дювийяру ($e_0 = 28{,}8$ лет), то $S_{28\ лет} = 0{,}452$; в этом случае R_0 в два раза ниже, чем R.

Высокая плодовитость, например $R = 3{,}5$ (т. е. в среднем по 7 детей на одну женщину), в соединении с высокой смертностью, например $e_0 = 28{,}8$ лет ($S_{28\ лет} = 0{,}452$), дает чистый коэффициент R, равный 1,58; та же самая плодовитость в соответствии с биологическим лимитом смертности женщин (e_0=78,2 года и $S_{28\ лет} = 0{,}987$) дает $R_0 = 3{,}45$.

Чистый коэффициент воспроизводства и теоретические результаты исследований Лотки

С одной стороны, условия, присущие смертности и рождаемости населения, ведут к определению чистого коэффициента воспроизводства R_0, который показывает, в какой степени обеспечена замена поколений. Поскольку речь идет о коэффициенте за определенный период, R_0 указывает, в какой степени будет происходить замена поколений в данном населении, если смертность и плодовитость, наблюдаемые за данный период, сохранятся на том же уровне в будущем [1].

С другой стороны, нам известно по работам Лотки, что население, находящееся в условиях неизменной смертности и неизменной плодовитости, развивается в направлении к стабильному состоянию, которое уже зависит не от первичной возрастной структуры, а только от смертности и плодовитости. Это заставляет нас найти для данных уровней смертности и плодовитости коэффициент естественного прироста ϱ, который отражал бы стабильность населения. Его называют *истинным коэффициентом естественного прироста*, или, иначе, коэффициентом Лотки.

R_0 и ϱ — это два показателя, не зависящие от возрастной структуры населения, для которого они исчисляются. Поскольку они выполняют одинаковые функции, неудивительно, что они связаны между собой каким-то отношением. Лотка установил, что между ними существует следующее приблизительное соотношение:

$$(1+\varrho)^x = R_0; \qquad (L)$$

[1] Прежде чем делать прогноз о будущем изучаемого населения, нужно отдать себе отчет в том, имеются ли шансы на сохранение существующих условий. Мы еще вернемся к этому вопросу.

x здесь соответствует среднему возрасту матерей в момент родов, который опять-таки можно принять равным 28 годам [1].

Согласно формуле (L) чистый коэффициент воспроизводства при стабильном состоянии населения представляет собой показатели увеличения населения в течение промежутка времени, разделяющего два поколения, т. е., с одной стороны, поколение матерей (в обычном демографическом смысле) и, с другой стороны, совокупность дочерей, рожденных этими матерями.

Из выражения (L) мы получаем:

$$(1+\varrho)=\sqrt[x]{R_0},$$

и, следовательно,

$$\varrho=\sqrt[x]{R_0}-1. \qquad (L')$$

Таким образом, мы здесь сочетаем с данными уровнями смертности и плодовитости 2 коэффициента:

а) коэффициент воспроизводства R_0;

б) присущий данному населению коэффициент естественного прироста ϱ, который выводится из известного нам R_0 через посредство (L').

Далее, мы проверяем равенства $R_0 = 1$, $\varrho = 0$: население, очевидно, всегда в конце концов приходит к стационарному состоянию, какова бы ни была его исходная структура, если поколения только обеспечивают свое замещение без прироста.

ТАБЛИЦА 5. ИСЧИСЛЕНИЕ ИСТИННОГО КОЭФФИЦИЕНТА ЕСТЕСТВЕННОГО ПРИРОСТА, ИСХОДЯ ИЗ ВАЛОВОГО КОЭФФИЦИЕНТА ВОСПРОИЗВОДСТВА

R_0=1,58	R_0=3,45
$28 \log (1+\varrho)=\log 1{,}58$	$28 \log (1+\varrho)=\log 3{,}45$
$\log (1+\varrho)=\frac{0{,}19866}{28}=$	$\log (1+\varrho)=\frac{0{,}54158}{28}=$
$=0{,}0070950$	$=0{,}0193421$
$1+\varrho=1{,}017$	$1+\varrho=1{,}046$
$\varrho=17$ на 1000	$\varrho=46$ на 1000

[1] Строго говоря, здесь речь идет о среднем возрасте матерей, имеющих плодовитость в рассматриваемом возрасте и принадлежащих к стационарному населению, определяемому данной таблицей смертности. Этот средний возраст отличается от того возраста, который определяется при построении формулы (F), но расхождение между этими двумя величинами весьма незначительно; поэтому не будет ощутимой ошибкой, если мы примем, что x в данном случае также равен 28 годам.

В табл. 5 мы изображаем два исчисления ϱ на основе двух заданных значений R_0:

высокая плодовитость ($R=3{,}5$)
высокая смертность ($e_0=28{,}8$ лет) } $R_0=1{,}58$

высокая плодовитость ($R=3{,}5$)
очень низкая смертность ($e_0=78{,}2$ года) } $R_0=3{,}45$

В первом случае мы берем наиболее высокий уровень рождаемости, какой может наблюдаться в действительности (порядка 50 на 1000); но средняя продолжительность жизни, равная 28,8 года, соответствует уровню смертности [1] населения, живущего в условиях примитивного демографического режима, т. е. коэффициенту смертности не ниже 30 на 1000. Учитывая эти показатели, мы находим коэффициент естественного прироста (50 на 1000—30 на 1000 = 20 на 1000), который довольно близко совпадает с коэффициентом, исчисленным в табл. 5 (17 на 1000).

Если же, напротив, мы сопоставим высокую плодовитость (n = 50 на 1000) с таблицей смертности, в которой показатель средней продолжительности жизни очень высок, то коэффициент смертности, естественно, будет очень низок, население будет очень молодым (в результате высокого уровня рождаемости) и будет подвергаться минимальному риску смертности. Коэффициент смертности при этих условиях составит всего лишь несколько единиц на 1000, вследствие чего коэффициент естественного прироста будет очень близок к коэффициенту рождаемости, т. е. в данном случае к 50 на 1000. Исчисление коэффициента Лотки дает 46 на 1000.

Связь между R_0 и ϱ дает нам возможность конструировать стабильное население, определяемое по совокупности таблицей смертности и валовым коэффициентом воспроизводства. Имея эти данные, мы можем перейти от R к R_0 посредством формулы (F) и затем от R_0 к ϱ посредством формулы (L'). Так мы приходим к построению стабильного населения, определяемого совокупностью этих показателей (таблица смертности, коэффициент естественного прироста), т. е. к задаче, которую мы уже научились решать в предыдущей главе. Для примера возьмем следующие условия:

таблица смертности женщин во Франции в 1957 г., в которой

$$S_{28}=0{,}952;$$

валовой коэффициент воспроизводства для того же года

$$R=1{,}32.$$

Отсюда следует, что $R_0 = 1{,}32 \times 0{,}952 = 1{,}26$; путем подсчета того же типа, как и в табл. 5, находим, что $\varrho = 8{,}3$ на 1000. Таким образом, мы пришли к построению стабильного населения

[1] Если не принимать во внимание такие катастрофические факторы, как война, эпидемия, голод.

на основе таблицы смертности женщин во Франции в 1957 г. и ежегодного коэффициента естественного прироста ϱ, равного 8,3 на 1000.

Однако валовой коэффициент воспроизводства представляет собой синтетический показатель плодовитости, и идентичный валовой коэффициент может соответствовать определенным возрастным коэффициентам плодовитости. Мы исходим из предпосылки, что, каковы бы ни были коэффициенты плодовитости, они влияют на определение соответствующего стабильного населения только в виде своей суммы R [1]. Фактически же это не так; но изменения плодовитости в зависимости от возраста для одного и того же уровня данной совокупности (определяемого посредством R) не являются значительными, и мы можем допустить, что при построении стабильного населения, соответствующего данному ряду возрастных коэффициентов плодовитости, достаточно применить соответствующий валовой коэффициент воспроизводства.

Ограниченное значение чистого коэффициента воспроизводства

Чистый коэффициент воспроизводства является очень выразительным показателем.

Тот факт, что этот коэффициент предсказывал в промежутке между двумя войнами, что большинство западных стран обречено на сокращение населения в ближайшем будущем [2] (во Франции начиная с 1890 г. этот коэффициент действительно был ниже единицы), между тем как баланс рождений и смертей фактически оставался положительным, послужил причиной той высокой оценки, которую до сих пор дают этому показателю. Достигая элиминирования некоторых влияний структуры населения для полного выявления присущих данному населению уровней плодовитости и смертности, чистый коэффициент воспроизводства в глазах многих служит отличным судьей демографической ситуации данного населения.

Однако чистый коэффициент воспроизводства всегда следует истолковывать с осмотрительностью, никогда не рассматривать его как единственный показатель, по которому мы судим о состоянии того или иного населения.

1. Коэффициент чистого воспроизводства — это наиболее бесспорный показатель для данного поколения; в этом случае его определение вполне естественно и его исчисление не наталкивается на теоретические трудности.

Этот коэффициент для данного поколения определяется как среднее число девочек, произведенных на свет (живыми) одной

[1] Или же, если речь идет о пятигодичных коэффициентах, их суммы, умноженной на пять.

[2] Такое сокращение населения фактически происходило во Франции с 1935 по 1944 г.

женщиной рассматриваемого поколения, *взятого от момента рождения*. Мы в конечном счете находим отношение числа девочек-дочерей в точном возрасте 0 лет к числу девочек в поколении матерей также в точном возрасте 0 лет. Для каждой матери, принадлежащей к поколению, условия замещения которого мы изучаем (на рис. 88 она изображена точкой M), определяем возможное число девочек, которые родятся от нее живыми (на рис. 88 это точки F_1, F_2, F_3, так как мы предполагаем, что у матери было три рождения живых детей).

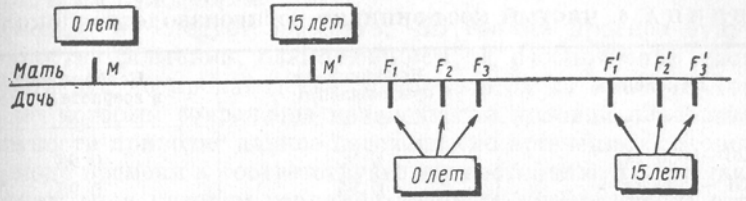

Рис. 88.

При этом будет вполне правильно, если мы оставим в поколении матерей только лиц, достигших 15 лет, т. е. возраста, в котором возникает способность к деторождению, и вычтем число дочерей, родившихся от этих матерей, также по достижении дочерьми 15 лет. Это означает, что на рис. 88 мы будем сопоставлять число дочерей в возрасте 15 лет (т. е. F'_1, F'_2, F'_3) с числом матерей также в возрасте 15 лет (M'). В масштабе всего поколения женщин это приводит к тому, что вместо смертности матерей в период их детства мы подставляем смертность их дочерей в период их детства. В эпоху снижения смертности такая подстановка не вполне правильна, поскольку мы вместо смертности, господствовавшей 25—30 лет тому назад, подставляем смертность более позднего периода, причем это относится к смертности в юных возрастах, которая особенно чувствительна к изменениям.

Действительно, во Франции для поколений, родившихся в XIX в., существует явное расхождение между двумя способами расчета; оно особенно значительно для поколений, родившихся в течение второй половины XIX в. Если первый расчет заставляет думать, что неполное замещение поколений происходило уже начиная с 1825 г., то согласно второму подсчету указанный дефицит начал наблюдаться лишь с 1865 г.

2. Чистый коэффициент воспроизводства за определенный период в свою очередь также требует некоторых мер предосторожности.

Для его исчисления необходимо применение измерителей смертности и плодовитости за тот же самый период. Мы уже видели, что чем лучше можно изолировать условия смертности за данный период, тем больше оснований считать, что уровень смертности данного года не находится под влиянием уровня смертности за

предыдущие годы и тем точнее измеряет таблица за определенный период показатели смертности за данный же период. Совершенно иначе обстоит дело с плодовитостью, уровень которой за данный определенный год зависит не только от условий этого года, но также (а иногда и преимущественно) от прошлой истории различных когорт, которые производят потомство в течение данного года. Более того, мы не располагаем таким измерителем, который позволял бы нам соответствующим образом изолировать в показателях плодовитости то, что зависит от условий прошлых лет, с одной стороны, и то, что зависит от условий данного года,—

ТАБЛИЦА 6. ЧИСТЫЙ КОЭФФИЦИЕНТ ВОСПРОИЗВОДСТВА ПОКОЛЕНИЙ

Поколения	Коэффициент при рождении	Коэффициент в возрасте 15 лет
1826—1830 гг.	0,95	0,98
1831—1835 гг.	0,94	0,98
1836—1840 гг.	0,97	0,99
1841—1845 гг.	0,98	1,00
1846—1850 гг.	0,97	1,01
1851—1855 гг.	0,95	1,00
1856—1860 гг.	0,93	1,00
1861—1865 гг.	0,91	0,98
1866—1870 гг.	0,87	0,95
1871—1875 гг.	0,82	0,92
1876—1880 гг.	0,83	0,92
1881—1885 гг.	0,78	0,86
1886—1890 гг.	0,74	0,83
1891—1895 гг.	0,70	0,79
1896—1900 гг.	0,69	0,77
1901—1905 гг.	0,76	0,84

Источник: P. Depoid. Reproduction nette en Europe depuis l'origine des statistiques de l'état civil. Paris 1941 г.

с другой. Поэтому, как правило, пользуются коэффициентом плодовитости по возрасту, который, как мы уже видели, входит в расчет R_0. Критические замечания, которые мы делали в отношении коэффициента плодовитости (см. стр. 190) относятся и к величинам, связанным с чистым коэффициентом. Мы отмечали также в порядке сравнения (см. стр. 187), что валовой коэффициент воспроизводства, определенный и исчисленный на основе возрастных коэффициентов плодовитости, фактически раскрывал более широкие понятия и что можно представить себе различные методы исчисления R и исходя из R_0 прийти к различным числовым результатам. Так, например, во Франции около 1950 г. чистый коэффициент был немного выше чем 1,30 при исчислении на основе

коэффициента по возрасту и около 1,20 при исчислении исходя из вероятностей увеличения. В Бельгии около 1953 г. R_0 то превышал 1,03, то был ниже 0,95 в зависимости от способа расчета, и это приводило к неправильным выводам.

Итак, чистый коэффициент за определенный период времени, правильно отражающий чистый коэффициент поколения, если демографические условия являются устойчивыми [1], становится ненадежным и неудобным показателем в переходные периоды. Он может стать особенно обманчивым и требующим специального «обращения» в пертурбационные периоды и в этом случае приводит к ошибочным суждениям.

Наконец, не следует забывать, что всякий прогноз будущей численности населения, базирующийся на рассмотрении чистого коэффициента воспроизводства, основывается на выводах Лотки, согласно которым сохранение неизменности условий плодовитости и смертности приводит данное население по истечении бесконечного периода времени к соответствующему состоянию, т. е. к такому состоянию, при котором величина годового коэффициента естественного прироста приходит в соответствие с величиною чистого коэффициента воспроизводства. Не подлежит сомнению, что бесконечный период — это теоретическая величина, а практически этот период иногда может быть очень коротким. Но нередко интерес может сосредоточиваться именно на этом переходном периоде. Это особенно относится к населению, имеющему значительные темпы роста и более или менее быстрые изменения в рождаемости.

Потенциал прироста населения

С помощью чистого коэффициента воспроизводства (и коэффициента естественного прироста, присущего данному населению по Лотке) демографы стремились элиминировать пертурбационное воздействие структуры населения, чтобы измерить последствия сохранения уровня плодовитости и смертности в будущем.

Население, которое составляло бы объект таких расчетов до войны, в большинстве случаев было населением западных стран, из которых многие в ту эпоху находились на грани упадка (вспомним, что начиная с 1935 г. во Франции наблюдалось сокращение населения). Чистый коэффициент воспроизводства казался прогнозирующим показателем, который определял направление эволюции на длительный срок.

Однако фактическое положение дел склоняет нас к другой постановке вопроса. Освободившись от воздействия структуры населения, которое маскировало подлинные судьбы населения стран Запада, демографы вновь столкнулись с большим значением этой структуры при изучении населения слаборазвитых стран. Так, например, возникает вопрос в отношении населения, которое

[1] В обычном значении этого слова.

в настоящее время ежегодно увеличивается на 3%: сократит ли оно свою плодовитость до такого уровня, который только обеспечивает замену поколений, или же в течение ближайшего короткого отрезка времени даст еще значительный прирост?

Такие перспективные расчеты населения слаборазвитых стран при условии быстрого и значительного снижения плодовитости были произведены [1] и убедительно показали значение инерции демографической структуры в эволюции населения за короткие промежутки времени. Структура населения в некотором смысле как бы таит в себе потенциал прироста, но чистый коэффициент воспроизводства по своему построению не улавливает этого потенциала. Таким образом, если говорить о населении слаборазвитых стран, то мы живем при обстоятельствах долгого сохранения существующих демографических условий. В данном случае мы видим нечто обратное тому, что демографы наблюдали до войны в западных странах. Мы можем быть уверены, что при всех условиях, т. е. даже и при немедленном и значительном снижении рождаемости, население слаборазвитых стран будет продолжать возрастать значительными темпами. Один из объектов демографического анализа и может заключаться именно в том, чтобы измерить этот потенциал прироста, который связан со структурой данного населения, и дать этому населению такой показатель, который вместе с чистым коэффициентом воспроизводства информировал бы нас о двух совокупностях факторов, определяющих будущее данного населения.

Мы ограничимся здесь тем, что отошлем читателя к исследованию П. Венсана [2], которое дает нам показатель, дополняющий теорию Лотки, и выясняет, что будущая эволюция населения при гипотезе о неизменной рождаемости и неизменной смертности зависит только от исходной структуры населения. П. Венсан исчислил для Индии на основании структуры ее населения в 1921 г. показатель 1,44, который означал, что если бы смертность и рождаемость в этой стране внезапно стабилизировались бы на уровнях, приводящих население к стационарному состоянию [3], то прежде чем это стационарное состояние было бы достигнуто, все же последовал бы переходный период с увеличением населения на 44%. Население Франции с его показателем в 1945 г. 1,03 имело лишь очень невысокий потенциал прироста, связанный с неблагоприятной структурой населения, и испытывало влияние падения рождаемости в течение полутора столетий.

---

[1] См., например, перспективы населения, изображенные в Le Tiers Monde, Cahiers de Travaux et Documents de l'I.N.E.D., № 27.

[2] P. Vincent. «Potentiel d'accroissement d'une population», Journal de la Société de Statistique de Paris, № 1—2, janvier-février 1945.

[3] Точнее говоря, здесь идет речь о таком стационарном состоянии населения, которое было принято автором в качестве базы для исчисления его показателя.

Вариант при небольшой численности населения

Демографическая наука очень часто сталкивается с необходимостью изучения небольших совокупностей, включающих иногда лишь несколько сот индивидуумов. Обычно это мелкие географические единицы, например коммуны во Франции.

Первое затруднение возникает в том случае, если на этих маленьких примерах хотят исчислить наиболее элементарные демографические показатели, например валовой коэффициент. Задаваясь целью измерить в этих небольших группах такие демографические феномены (рождаемость, смертность), которые наблюдаются не в очень больших количествах (в нашей стране, как максимум, порядка 25 на 1000), наблюдатель неизбежно сталкивается со случайными колебаниями от одного года к другому или от одной группы населения к другой, и эти колебания могут быть очень значительными. Коэффициент рождаемости, исчисленный за один год, для населения, насчитывающего всего несколько сот или даже несколько тысяч человек, не имеет серьезного значения. Тем более для такой малочисленной совокупности нельзя задаваться целью исчислить коэффициенты по возрастным группам, а также и те обобщенные показатели, которые выводятся из них. Поэтому при изучении таких совокупностей мы очень часто не можем пользоваться теми привычными показателями, которые обычно применяются в демографическом анализе.

С другой стороны, в этой главе мы до сих пор интересовались условиями смертности и рождаемости, присущими данному населению, на основании которых мы стремились выявить внутренние возможности эволюции населения. Однако мы все же признавали большое значение структуры населения для эволюции в течение коротких промежутков времени. Особенно сильно подвергается влиянию структуры (вследствие влияния коэффициента смертности) коэффициент естественного прироста населения.

Итак, в небольших совокупностях населения разнообразие структур может быть очень большим, значительно бóльшим, чем в населении отдельных стран. Это происходит под влиянием миграционного фактора, который в данном случае играет преобладающую роль в динамике населения и видоизменяет возрастной состав населения в значительно большей степени, чем это могли бы сделать одни только колебания уровня рождаемости. Вместе с тем в таких небольших совокупностях, как правило, будущая эволюция в течение долгого времени определяется исходной возрастной структурой.

Наконец, в той степени, в которой все же возможно исчисление валовых коэффициентов для таких небольших совокупностей населения, эти коэффициенты в большей степени служат отражением структуры населения, чем подлинным измерителем плодовитости и смертности. Это особенно верно в отношении коэффициента смертности, так как мы знаем, что он в большей степени зависит

от возрастного состава населения, чем коэффициент рождаемости; поэтому если даже население достаточно велико (по меньшей мере от 5 до 10 тыс. жителей), то, исчисляя коэффициент смертности, мы скорее определяем степень старения населения, чем подлинный показатель смертности. Рис. 89 подтверждает сказанное. Этот рисунок относится к 90 департаментам Франции. Каждая точка соответствует одному департаменту; она уточняет связь, существующую между процентом людей в возрасте «65 лет и старше» и коэффициентом смертности: между двумя этими показателями наблюдается явная корреляция, несмотря на то, что разница

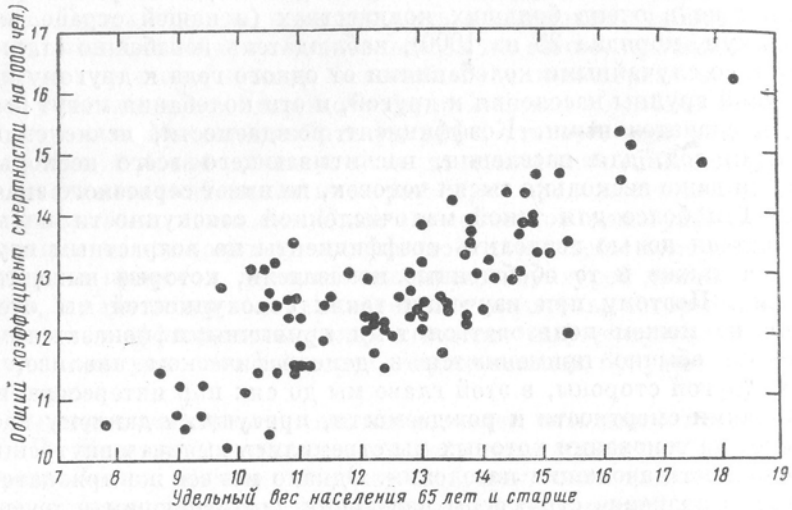

Рис. 89.

в реальных показателях смертности очень значительна (максимальное расхождение в средней продолжительности жизни при рождении составляет более 5 лет); во всяком случае эти различия в показателях смертности гораздо значительнее, чем те, которые можно наблюдать в малых совокупностях жителей (например, в сельских общинах какого-нибудь департамента Франции).

Вследствие этого для населения с небольшой численностью не только исчисление обычных коэффициентов сопряжено с трудностями, но и значение таких коэффициентов ограниченно. Это заставляет нас отказаться от применения их для оценки демографической ситуации в этих совокупностях, а также от применения различных коэффициентов по возрастам или по возрастным группам или же валовых и чистых коэффициентов воспроизводства. Нам остается только внимательно рассмотреть возрастную структуру населения.

Эта структура является результатом демографических явлений (рождаемость, смертность) и миграций населения, происходивших в течение последних 100 лет. Но поскольку наиболее старые группы (80 лет и старше) играют весьма незначительную роль, то возрастную пирамиду в основном определяет история последних 7 или 8 десятилетий.

Среди возможных показателей возрастной структуры населения некоторые нам уже знакомы; сюда относится, например, измеритель степени постарения, каковым может быть процент лиц в возрасте «60 лет и старше» или «65 лет и старше».

В качестве показателя общего уровня плодовитости невозможно пользоваться измерением относительного значения наиболее молодых возрастных групп по отношению *ко всему* населению. Например, в соотношении

$$\frac{\text{молодые возрасты}}{\text{общая численность населения}}$$

знаменатель слишком «обременен» людьми старых возрастов. Представляется более целесообразным сопоставить наиболее юные возрасты (например, детей до 5 лет) не с общей численностью населения, а лишь с населением в возрасте, способном к воспроизводству. Чтобы иметь уверенность в том, что учтены все такие возрасты, следовало бы охватывать возрасты от 15 до 50 лет. Но так как после 40—45 лет плодовитость невелика и так как число матерей, имеющих детей от 0 до 4 лет, в возрасте моложе 20 лет также незначительно, то в конечном счете наиболее характерно для показателя плодовитости соотношение

$$\frac{P_{0-4}}{F_{20-44}}. \qquad (F)$$

P_{0-4} — это численность детей в возрасте от 0 до 4 исполнившихся лет на рассматриваемую дату; F_{20-44} — численность женщин в возрасте от 20 до 44 лет. Таким путем мы получаем довольно чувствительный показатель, в котором находят свое отражение супружеская плодовитость, внебрачная плодовитость, брачность и почти полностью итоги детской смертности (и частично итоги смертности детей между 1 и 5 годами).

Применение соотношения «дети — женщины» не ограничивается только микронаселением; его можно с пользой применять и в отношении населения с неполными данными о гражданском состоянии, но там где могут быть проведены *правильные* [1] переписи. Эти соотношения могут быть использованы и для населений, характеризующихся одновременно незначительной численностью и отсутствием сведений о гражданском состоянии, что иногда

[1] В частности, в данном случае важно, чтобы были правильно зарегистрированы дети самого младшего возраста. В слаборазвитых странах в этом отношении часто наблюдаются погрешности и пробелы.

наблюдается в слаборазвитых странах: в таких случаях необходимы соответствующие обследования [1].

Наконец, рассмотрение структуры возрастных групп взрослых дает интересную информацию о демографическом будущем, особенно когда речь идет о маленьких группах. Эти возрастные группы состоят в основном из экономически активного населения; сопоставление правильно отобранных групп позволяет уточнить условия обновления экономически активного населения. Рассмотрение последнего вопроса несколько отвлекает нас от чисто демографических соображений. Это более или менее верно, если мы рассматриваем население страны, в которой временное ослабление активного человеческого потенциала может не оказывать существенного влияния на общие демографические условия. Иное положение наблюдается в небольших совокупностях, живущих в пределах определенных географических площадей и образующих собой довольно полные экономические единицы. Для таких небольших совокупностей сокращение экономически активного населения (которое иногда может быть очень значительным) является иногда началом общего демографического упадка, который в некоторых случаях завершается полным исчезновением данного населения.

В заключение отметим также полезность следующей формулы:

$$\frac{P_{15-39}}{P_{40-64}}.$$

P в данном случае означает население мужского и женского пола в пределах возрастов, указанных цифрами, в исполнившихся годах. Если такое соотношение ниже единицы, то прогноз плохой, так как в данном населении численность группы людей в возрасте от 40 до 64 лет выше, чем численность группы 15—39 лет; между тем первая (более старая) группа подвержена значительной смертности и лишь в очень небольшой степени участвует в обновлении населения.

---

[1] Мы теоретически устанавливаем, что соотношение (F) или какое-нибудь другое подобное соотношение, в котором возрастные пределы женского населения могут быть несколько другими, например от 15 до 50 лет, деленное на соотношение (F'), соответствующее стационарному населению, связанному с таблицей смертности изучаемого населения, дает хорошее приближение к чистому коэффициенту воспроизводства R_0. Речь идет о *показателе замещения*, предложенном американским демографом Томсоном (Thompson) в 1920 г.

IV. ПЕРСПЕКТИВНОЕ ИСЧИСЛЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ

1

ВВЕДЕНИЕ

Понятно, что к населению, состояние которого дано на определенный момент времени, можно приложить некоторые законы динамики плодовитости и смертности; это позволяет нам уточнить то новое состояние населения, которое сложится в будущем году. Вполне понятно, что результаты таких расчетов будут тем ближе к будущим реальным ситуациям, чем ближе к фактической эволюции те законы, которые мы избрали для изображения эволюции плодовитости и смертности.

Но при некоторых обстоятельствах такие перспективные расчеты имеют своей целью предвидеть на 10, 20 лет и более, какое влияние на состояние населения окажут некоторые демографические факторы, избранные по особым соображениям. Так, например, А. Сови (A. Sauvy) подсчитал, что если плодовитость французского населения постепенно достигла бы уровня, наблюдавшегося в 1928 г. в департаменте Сена, то общая численность населения Франции сократилась бы к 1980 г. с 40,7 млн. человек до 29 млн. человек. Опасаясь результатов снижения населения, автор хочет показать, что произошло бы с населением Франции, если бы на всей ее территории плодовитость упала бы до того уровня, который уже фактически наблюдался в департаменте Сена. Совсем недавно перспективные расчеты, сделанные на основе совершенно другого взгляда на этот вопрос, показали, что, если бы в Индии произошло немедленное и быстрое снижение рождаемости, все же население этой страны в течение ближайших 20 лет возросло бы на 40% [1].

---

[1] См. Le Tiers Monde. Cahiers de Travaux et Documents de l'I.N.E.D. № 27. Perspectives de population dans les pays sous-développés.

Итак, некоторые перспективные расчеты отнюдь не претендуют на предвидение. Они только иллюстрируют воздействие на население (на его численность и на его половозрастную структуру) некоторых условий плодовитости и смертности [1], принятых по специальным соображениям; или же речь идет о гипотезах, осуществления которых мы опасаемся, или о гипотезах, отражающих крайние ситуации, в пределах которых, несомненно, возникают реальные ситуации.

Именно таким путем были введены в демографию перспективные расчеты всего несколько десятилетий тому назад. Мы только что упомянули о подобных подсчетах Сови́ для Франции, которые могут служить прекрасной иллюстрацией *условного* предвидения, обычно называемого *перспективным исчислением*. Но в связи с прогрессом демографического анализа и необходимостью удовлетворять потребности всех, кто пользуется демографическими материалами, в настоящее время перспективные расчеты нередко ведутся таким образом, чтобы они могли давать *прогноз* будущего состояния населения [2].

Если поставленные цели и различны, то сама работа сохраняет те же характерные черты независимо от того, задаемся ли мы целью условного предвидения или точного предвидения [3]. В обоих случаях необходимо создать гипотезы о будущих уровнях плодовитости и смертности (а в некоторых случаях и брачности) и отобрать показатели для правильного измерения принятых гипотез, выполнить перспективные расчеты в собственном смысле этого слова.

Чтобы глубже понять конкретные задачи, которые при этом возникают, лучше всего рассмотреть, в какой форме могут быть представлены демографические перспективы.

Как изображается демографическая перспектива

Перспективные расчеты, касающиеся общей численности населения, могут производиться с помощью простейших измерителей (например, с помощью годового коэффициента естественного прироста), однако такие расчеты не позволяют сделать подлинных прогнозов. Более того, интерес к перспективным расчетам (каков бы ни был их характер) во многом связан с теми показателями распределения по полу и возрасту, которые дают такие расчеты.

[1] Здесь можно было бы подумать и об учете законов миграции населения. Но мы в данном случае ограничиваемся изучением перспектив естественного движения населения.

[2] В некоторых отношениях эти прогнозы все же остаются условными, так как мы элиминируем влияние войн, крупных кризисов и т. п.

[3] В дальнейшем независимо от того, будет ли идти речь об условном или о точном предвидении, мы, как правило, будем употреблять слово «перспектива».

О перспективах населения обычно говорят лишь в связи с расчетами, касающимися именно этих деталей.

Вот почему перспективы, базирующиеся на исчислении мужского населения Франции по возрастам на 1 января 1956 г., изображаются так, как это показано в табл. 1а.

ТАБЛИЦА 1а. **ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ ЧИСЛЕННОСТИ МУЖСКОГО НАСЕЛЕНИЯ ПО ДАННЫМ на 1 января 1956 г.** (в тысячах)

Возрасты (в исполнившихся годах)	На 1/I 1956 г.		На 1/I 1957 г.		На 1/I 1958 г.	
	поколение (год рождения)	численность	поколение (год рождения)	численность	поколение (год рождения)	численность
0	1955	398,6	1956	390,1	1957	385,6
1	1954	394,5	1955	394,1	1956	386,0
2	1953	389,3	1954	393,6	1955	393,2
3	1952	400,5	1953	388,9	1954	393,2
4	1951	393,8	1952	400,2	1953	388,6
...	...	...	...	...	...	...
85	1870	20,0	1871	17,7	1872	21,6
86	1869	15,4	1870	15,7	1871	14,0
87	1868	9,5	1869	12,1	1870	12,1
88	1867	6,8	1868	7,6	1869	9,8
89	1866	5,7	1867	5,4	1868	6,1
...	...	...	...	...	...	...
Все возрасты	1955 г. и ранее	20948,0	1956 г. и ранее	21073,1	1957 г. и ранее	21194,7

В табл. 1а мы видим положение населения на три последовательные даты (1 января каждого года) и на каждую дату — соответствующие возрасты поколений. Чтобы проследить за одним и тем же поколением из года в год, таблицу нужно читать по диагонали, так как переход от 1 января одного года к 1 января следующего года сопровождается постарением поколения на один год. Так, например, мужское поколение 1955 г., имеющее 0 лет на 1 января 1956 г. и численность 398 600 человек, имеет возраст 1 год и численность 394 100 на 1 января 1957 г., далее возраст 2 года и численность 393 200 на 1 января 1958 г. и т. д. Выполнение перспективного расчета и состоит в уменьшении из года в год (согласно соответствующему закону смертности) численности каждого поколения исходя из первоначальной ситуации (в данном случае на 1 января 1956 г.), которая является исходной точкой для перспективных исчислений.

Другая задача возникает, когда появляются поколения, которые еще не были на свете в исходный момент (здесь на 1 января 1956 г.), т. е. в данном случае поколения, родившиеся в 1956,

1957, 1958 гг. и т. д. В отношении этих поколений нужно, с одной стороны, определить их численность при рождении и с другой — численность лиц этого поколения, доживших до следующего 1 января. Эти последние численности и фигурируют в таблице 1а сверху, над горизонтальными разделительными линиями.

Все это очень выразительно отражено на диаграмме Лексиса (рис. 90а). Потери от смертности, понесенные каждым поколением на протяжении времени от одного 1 января до следующего 1 января, отмечены в соответствующих параллелограммах. Число новорожденных (мужского пола) за один год (400 000 — в 1956 г., 395 000 — в 1957 г.) отражается как число доживших в возрасте

ТАБЛИЦА 16. ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ ЧИСЛЕННОСТИ НАСЕЛЕНИЯ МУЖСКОГО ПОЛА ПО ДАННЫМ на 1 января 1956 г. (в тысячах, на 1 января соответствующего года)

Возраст (в исполнившихся годах)	1956 г.		1961 г.		1966 г.	
	поколение (год рождения)	численность	поколение (год рождения)	численность	поколение (год рождения)	численность
0—4	1955—51	1976,7	**1960—56**	**1883,7**	1965—61	1765,5
5—9	1950—46	2070,7	1955—51	1965,9	**1960—56**	**1876,7**
10—14	1945—41	1409,0	1950—46	2066,5	1955—51	1963,7
...	...	...	...	...	...	...
85—89	1870—66	57,4	1875—71	66,9	1880—76	66,0
...	...	...	...	...	...	...
Все возрасты	1955 г. и ранее	20948,0	1960 г. и ранее	21527,9	1965 г. и ранее	21974,7

0 лет (в исполнившихся годах) на 1 января следующего года. Так, например, 400 000 новорожденных, появившихся в 1956 г., отражаются как 390 100 доживших на 1 января 1957 г., причем соответствующая цифра смертности (9,9 тыс.) также указана на рис. 90а. В дальнейшем процесс постарения из года в год происходит так же, как и для поколений, которые уже существовали в исходный момент.

В том виде, как мы их здесь изобразили, эти перспективы связаны с множеством деталей. Перспективные исчисления предполагают точное знание исходного состояния населения. Такие расчеты перспективной численности населения находят свое применение в области экономической и социальной жизни, когда требуется совершенно особое внимание к демографической эволюции (например, при изучении потребности в школьном обучении).

Иногда мы удовлетворяемся несколько более грубыми подсчетами. Это может происходить или оттого, что мы не располагаем исходными данными о составе населения по годам рождения

(например, в том случае, если качество переписей посредственное), или же в том случае, когда перспективными расчетами пользуются для исследований, не требующих очень подробных демографических прогнозов.

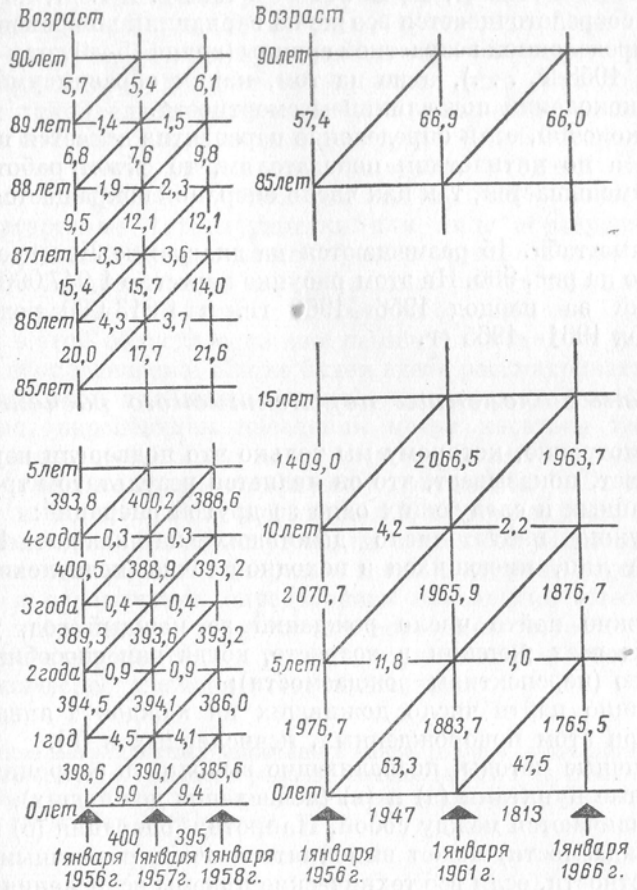

Рис. 90а. Рис. 90б.

В подобных случаях обычно пользуются пятилетними возрастными группами. Результаты применения пятилетних групп видны из табл. 1б.

Следует отметить, что, работая с пятилетними группами, мы практически можем получить перспективы только из пятилетия в пятилетие [1], т. е. ожидая, пока какая-либо пятилетняя группа (например, 5—9 лет) не превратится в последующую пятилетнюю

[1] Точно так же, работая с десятилетними группами, мы можем оценивать перспективы только по десятилетиям.

группу (10—14 лет — по истечении 5 лет, 15—19 лет — по истечении 10 лет и т. д.). Конечно, за этими группами можно было бы наблюдать и из года в год, например прослеживая, как группа 5—9 лет в 1956 г. превращается в группу 6—10 лет в 1957 г., далее 7—11 лет — в 1958 г., 8—12 лет — в 1959 г. и т. д., но основной интерес сосредоточивается все же на вариациях во времени численности определенной возрастной группы (группа 5—9 лет — в 1956 г., 1957 г., 1958 г. . . .), а не на том, каким образом уменьшается группа поколений под влиянием смертности.

Но, конечно, если определение перспектив делается не по ежегодным, а по пятилетним показателям, то объем работы значительно уменьшается, так как число операций сокращается в 25 раз (5×5).

Данные табл. 1б размещаются на диаграмме Лексиса, как это показано на рис. 90б. На этом рисунке нанесено 1 947 000 мужских рождений за период 1956—1960 гг. и 1 813 000 рождений — за период 1961—1965 гг.

Составные элементы перспективного расчета

Рассмотрение, которому мы только что подвергли перспективный расчет, показывает, что он является результатом трех взаимно связанных и следующих одна за другой операций:

а) нужно найти число доживших на каждое 1 января из числа лиц, имеющихся в исходной точке (исчисление доживших);

б) нужно найти число рождений за каждый год, учитывая при этом всех женщин в возрасте, когда они способны к деторождению (перспективы рождаемости);

в) нужно найти число доживших на каждое 1 января, учитывая при этом новорожденных, исчисленных в (б).

Различные методы, позволяющие выполнить операции, предусмотренные пунктами (а) и (в) (исчисление доживших), довольно мало различаются между собой. Напротив, операция (б) (перспективы рождаемости) может выполняться очень различными методами; в частности, если все технические приемы исчисления перспектив рождаемости охватывают (по меньшей мере, в скрытой форме) численность женщин в возрасте, когда они способны к деторождению, то иногда исчисляются отдельно перспективы брачных рождений и перспективы внебрачных рождений; в таком случае нужно предварительно исчислять перспективы брачности, так как брачность влияет на количество рождений в браке.

Другие типы перспективных исчислений

Перспективные расчеты, которые мы здесь рассмотрели, дают структуру населения по полу и возрасту. Не подлежит сомнению, что эти очень важные характеристики структуры населения и прогнозы, сделанные на основе этих признаков, могут быть применены для многих целей. Но могут существовать еще и различные другие виды структур населения, по которым также может возникнуть потребность в перспективных расчетах. В качестве примера можно привести перспективный расчет, который производится с выделением одновременно пола, возраста и семейного положения. С другой стороны, можно представить себе расчеты, в которых основной единицей будет уже не отдельное лицо. Вместо отдельного лица такой единицей может быть, например, семья (отец, мать, если они еще живы, и дети до определенного возраста) или же хозяйство (совокупность лиц, живущих в одном жилище). Совершенно очевидно, что было бы желательно указать какие-нибудь интересные характеристики для лиц, образующих эти сложные единицы, прежде всего об их возрасте. Таким образом можно было бы представить перспективный расчет числа хозяйств по возрасту главы хозяйства и по величине хозяйства.

Опыты в этой области пока еще немногочисленны, а методология очень неопределенна. Мы не будем здесь рассматривать возникающие при этом проблемы и предложенные решения.

Наконец, перспективы населения могут касаться географических единиц, в которых миграционные движения оказывают решающее влияние на демографическую эволюцию [1]. То же самое относится и к городским территориям; в этом случае никакие перспективные расчеты не могут определяться без учета миграций. Но, как уже говорилось выше, мы оставим в стороне перспективы миграций и ограничимся определением перспектив естественной эволюции населения; к тому же эти последние составляют неизбежный этап в перспективном расчете, если мы хотим одновременно учесть физическое движение отдельных лиц.

---

[1] Влияние миграционных движений в какой-то мере сказывается всегда. Однако в масштабе небольшого района, находящегося в пределах страны, миграционные движения, как правило, имеют значительно большее значение, чем в масштабах всей страны.

2

РАСЧЕТ ЧИСЛА ДОЖИВШИХ

При определении будущей численности населения почти всегда требуется расчет числа доживших. Иногда к этому в сущности и сводится весь расчет, если поколения, которыми мы интересуемся, уже все появились на свет к исходной дате расчета перспективы. Это относится, например, к исчислениям за короткие промежутки времени населения в школьном возрасте и к исчислениям за довольно большие промежутки времени (15 лет) населения в рабочем возрасте.

Это довольно надежная и легкая операция, так как достаточно высокая стабильность законов смертности исключает значительные ошибки, а применяемые при этом измерительные показатели просты и надежны. Для возрастов, у которых смертность невелика (например, от 5 до 35 лет), риск ошибки вообще очень невелик, так как число умерших в этот период жизни незначительно [1].

Задачи этой главы

После того как выше были изложены методы расчета вероятности умереть, которая является специфическим показателем, участвующим во всяком расчете числа доживших, мы рассмотрим в самой общей форме проблему определения будущего уровня смертности.

На практике, как правило, применяемые вероятности смерти являются результатом преобразования чисел, фигурирующих в таблице смертности, на основе экстраполяции имеющихся величин. Теперь мы уточним, как производятся эти преобразования и экстраполяции.

Далее мы рассматриваем типовые таблицы смертности Организации Объединенных Наций и их применение для расчета числа доживших.

[1] По крайней мере в странах с высокой продолжительностью жизни.

Применение величин вероятности смерти

Именно этот показатель участвует (более или менее явно в зависимости от обстоятельств) во всех расчетах числа доживших. Мы дали ему определение на стр. 146).

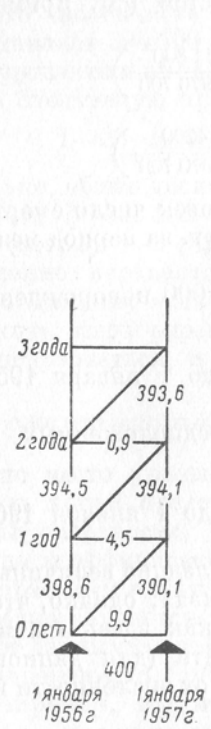

Рис. 91а.

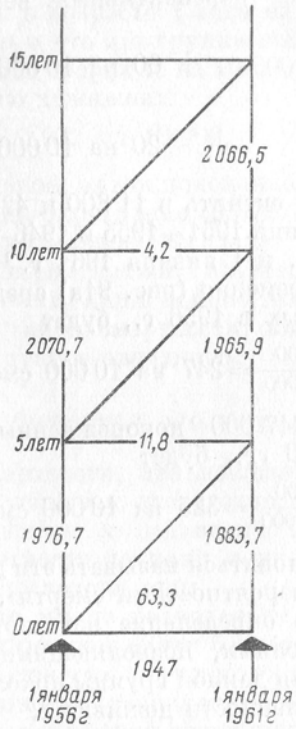

Рис. 91б.

Вернемся к примерам, помещенным в табл. 1а и 1б на стр. 357 и 358, и ограничимся рассмотрением изменений численности, происшедших в наиболее молодых поколениях: соответственно в 1956 г. и в течение 1956—1960 гг. (см. рис. 91а и 91б).

Как видно из рис. 91а, численности поколений в возрасте 1 года и 2 лет (в исполнившихся годах) на 1 января 1957 г. выводятся из численностей поколений в возрасте 0 лет и 1 года на 1 января 1956 г. путем вычитания соответственно 4500 и 900 человек.

Иначе говоря, это означает, что $\frac{4\,500}{398\,600} = 113$ на 10 000 человек в возрасте 0 лет (в исполнившихся годах) на 1 января 1956 г. и $\frac{900}{394\,500} = 23$ на 10 000 человек в возрасте 1 года (в исполнившихся годах) на 1 января 1956 г. умирают в течение 1956 г.

Именно *предварительный выбор этих вероятностей* (точнее говоря, *перспективных вероятностей* [1]) позволяет нам оценить в 4500 и в 900 человек число смертей в двух поколениях и как разность получить число доживших на 1 января 1957 г.

Равным образом на основании рис. 91б предварительный выбор пятилетних перспективных вероятностей (см. примечание 1) [2]

$$60 \text{ на } 10\,000 = \left(\frac{11\,800}{1\,976\,700}\right)$$

и

$$20 \text{ на } 10\,000 = \left(\frac{4200}{2\,070\,700}\right)$$

позволяет оценить в 11 800 и 4200 человек число смертей в группе поколений 1951—1955 и 1946—1950 гг. за период между 1 января 1956 г. и 1 января 1961 г. [2]

Одновременно (рис. 91а) среди 400 000 новорожденных, предположенных в 1956 г., будет

$$\frac{9900}{400\,000} = 247 \text{ на } 10\,000 \text{ смертей до 1 января 1957 г.;}$$

среди 1 947 000 новорожденных, предположенных за период 1956—1960 гг., будет

$$\frac{63\,300}{1\,947\,000} = 325 \text{ на } 10\,000 \text{ смертей до 1 января 1961 г.}$$

Можно условиться называть эти две последние величины «перспективными вероятностями смерти», учитывая, однако, что в данном случае это определение неточно, так как здесь мы имеем дело с показателями, позволяющими перейти (для данного поколения или для данной группы поколений) от численности при рождении к численности доживших.

Перспективная вероятность представляет собой показатель, позволяющий применять данный уровень смертности к данному населению для определения числа умерших в различных поколениях или группах поколений и затем путем вычитания прийти к числу доживших на интересующую нас дату.

---

[1] Мы здесь говорим о *годовых* перспективных вероятностях. Но также можно применить перспективные коэффициенты, охватывающие несколько лет, например десятилетние вероятности, которые дают на 10 000 человек одного поколения или группы поколений, рассматриваемых на дату D, число умерших перед $D + 5$ лет. В следующем параграфе мы пользуемся пятилетними перспективными вероятностями, относящимися к группе пяти поколений.

[2] Исчисляя на основе данных табл. 1а на стр. 357 (см. также рис. 90а, стр. 359) перспективные вероятности, дающие возможность перейти от 85 лет к 86 годам, от 86 лет к 87 годам и т. д., мы регистрируем изменения, которые теоретически не могут быть оправданы. Но фактически наблюдаемые при этом отклонения очень невелики и являются результатом приближенных исчислений (например, округлений), выполняемых при расчете числа доживших.

Расчет числа умерших, если он не связан с необходимостью его анализа, сам по себе является бесполезным промежуточным этапом. Зная перспективную вероятность смерти, относящуюся к данному поколению, мы фактически можем применять «дополнение до единицы» этой вероятности и таким образом непосредственно получать численность доживших. Так, например, если нам известно, что численность группы в возрасте 1 года на 1 января 1956 г. составляет 394 500 человек и что эта группа подвергается действию перспективной вероятности смерти 23 на 10 000, мы выводим отсюда следующую пропорцию доживших:

$$1—23 \text{ на } 10\,000 = 9\,977 \text{ на } 10\,000.$$

Следовательно, общее число доживших в этом поколении составит: $394\,500 \times 0{,}9977 = 393\,593$ человека, округленно 393 600 на 1 января 1957 г. (возраст —2 года в исполнившихся годах).

Определение перспективных вероятностей, которые следует применить к данному населению,— это лишь вопрос техники подсчета. Важнее всего определить закон смертности, которым мы намерены пользоваться, и его будущую эволюцию.

Уровень смертности и ее будущая эволюция

Довольно часто уровень [1] смертности, дальнейшее движение которого мы хотим предвидеть, известен достаточно точно или из таблицы смертности, относящейся к недавнему прошлому, или из ряда коэффициентов смертности по полу и по возрастам (или по возрастным группам) за последние годы.

Но нередко случается так, что мы не располагаем никакими подробными данными, позволяющими нам найти бесспорное определение современного закона смертности изучаемого населения.

Так, например, мы можем иногда располагать сведениями о смертности в целом по данной человеческой совокупности, но не иметь возможности судить (за отсутствием соответствующих показателей) о смертности в субнаселениях, входящих в эту совокупность. Так, например, департаменты Франции имеют очень различные уровни смертности, но смертность по отдельным департаментам измеряется очень суммарно и с очень большими перерывами во времени между отдельными измерениями.

С другой стороны, измерение смертности в группах с незначительной численностью, которые могут быть объектом перспективных подсчетов, связано с серьезными трудностями; очень часто мы вынуждены приписывать таким группам коэффициенты смертности, относящиеся к другим, но зато хорошо изученным группам населения.

---

[1] Т. е. тот уровень, который наблюдается на исходную дату перспективных расчетов.

Невозможно в подобных случаях дать в общей форме советы, позволяющие сделать близкий к истине выбор исходных чисел. Здесь нужно руководствоваться историческими, социологическими, экономическими и культурными аналогиями, чтобы за неимением полных и удовлетворительных материалов все же получить об уровне смертности более или менее правильное представление, которым можно будет пользоваться.

Но мы наталкиваемся на еще более глубокую и общую для всех случаев неясность; возникает вопрос: а какова будущая эволюция смертности данного населения?

Как мы уже говорили, перспективные расчеты не являются предвидением, и гипотезы о будущей смертности не составляют подлинных прогнозов. Можно, например, принять гипотезу о стабильности смертности в будущем, но в свете происходящего в наше время повсеместного снижения смертности такая гипотеза при прочих равных условиях, несомненно, приводит к значительной недооценке будущего реального прироста населения. Мы видим, что из таких минимальных перспективных расчетов можно извлечь лишь небольшую пользу.

Но каждый раз, когда демограф хочет сделать *прогноз*, он задает себе вопрос о наиболее вероятной будущей эволюции смертности. В таком случае гипотеза о стабилизации смертности уже не привлекает, как раньше, его внимания. Та решимость, с которой повсюду ведется борьба со смертностью, и эффективность применяемых для этой цели средств заставляют нас искать ритм будущих снижений смертности и в некоторых случаях определять, до какого предела может происходить эта непрерывная борьба за снижение смертности.

Классическим способом является экстраполяция на будущее того ритма снижения смертности населения (по возрастам), который наблюдался за предшествующий период. Если же характер снижения смертности за прошлый период трудно поддается определению, то обычно прибегают к опыту соседней страны, в которой условия смертности сходны с условиями данной страны, но которая в своем развитии идет несколько впереди. Так, например, для прогнозов смертности во Франции, составлявшихся в 1954 г. на основании данных до 1952 г. включительно, значительную помощь в экстраполяции оказал опыт Нидерландов за период 1947—1952 гг. Эти экстраполяции были выполнены в графической форме (см. рис. 92), причем в этом случае оказалось особенно удобным применение полулогарифмической сетки, так как на ней годичное понижение коэффициентов, неизменное в процентном отношении, выражается в расположении соответствующих точек на прямой линии. Поскольку в действительности эволюция смертности довольно часто является эволюцией с более или менее постоянным относительным снижением, то экстраполяция сводится в сущности к продлению прямой линии в том же направлении, в каком она шла до начала экстраполяции. Следует отметить, что на рис. 92

совокупность всех точек одной и той же возрастной группы как для Франции, так и для Нидерландов хорошо выравнивается по одной и той же прямой.

В отношении такого метода предвидения смертности иногда делались упреки в том, что он основан на довольно поверхностном анализе и представляет собой простой метод экстраполяции.

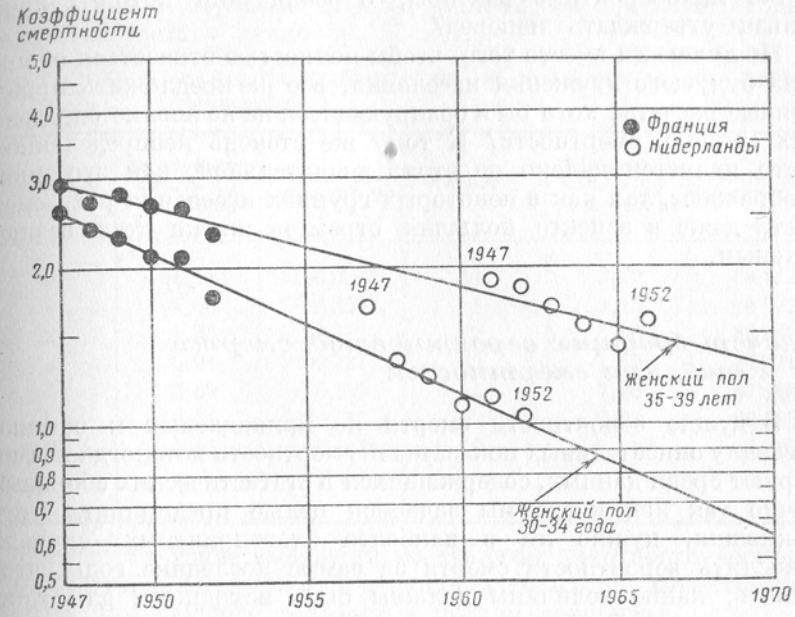

Рис. 92. Эволюция смертности.

Кроме того, как бы тщательно мы ни измеряли тенденции смертности в прошлом, разве это может гарантировать от внезапного ускорения прогресса в будущем в связи с непредвиденными изменениями в состоянии науки [1]? А если в течение ближайших десятилетий произойдут важные научные открытия, в корне меняющие условия смертности, можно ли тем не менее сделать прогнозы смертности в наиболее отсталых странах? Ведь эти страны, пользуясь техническими ресурсами и помощью других стран, вероятно, достигнут значительного прогресса (что фактически уже и происходит) и более высоких темпов движения вперед, чем достигали в свое время западные страны.

Эти проблемы настойчиво встают перед демографом. Демограф иногда фактически обезоружен, когда нужно решить некоторые вопросы, возникающие при выборе гипотез, позволяющих правильно определить перспективы дожития. Однако не будем все же

[1] Мы уже не говорим здесь о возможных резких изменениях экономических и особенно политических условий (например, в результате войны).

переоценивать значение возражений, которые могут быть выдвинуты в этом случае. Не подлежит сомнению, что демограф вынужден пренебречь теми факторами, которые не поддаются предвидению (например, открытие способа излечивать рак). Но должен ли демограф решиться на то, чтобы вообще отказаться от всякого перспективного расчета потому, что в нем не будут приняты во внимание маловероятные факторы, о реализации которых ничего нельзя утверждать наперед?

Не лучше ли вместо того, чтобы полностью отказаться от прогноза будущего движения населения, все же предложить приближенные расчеты, хотя бы и базирующиеся на не вполне определенных законах смертности? К тому же степень неопределенности часто является далеко не столь значительной, как это иногда воображают, так как в некоторых группах населения риск смертности даже в аспекте больших отрезков жизни стал незначительным.

Расчет будущих вероятностей смерти и таблица смертности

Будущие вероятности смерти не принадлежат к обычному арсеналу описательных показателей смертности и никогда не фигурируют среди данных, содержащихся в статистических сборниках. Точно так же, когда мы задаемся целью предпринять расчет доживших, нужно ли в наиболее благоприятных случаях [1] исчислить вероятности смерти за самые последние годы, чтобы решить, какие величины должны быть исходными для такого расчета и какой следует принять будущую тенденцию.

Речь может идти или о прямом расчете, который выполняется исходя из соответствующих статистических данных о числе смертей, или же о косвенном исчислении, которое ставит своей задачей превратить имеющиеся налицо статистические данные в ряды эквивалентных им перспективных вероятностей смерти.

Эта проблема превращения обычно касается вероятностей из таблицы смертности. В самой общей форме вопрос формулируется так: как пользоваться уровнем смертности, данным в той или иной таблице смертности, для исчисления будущего числа доживших до определенного возраста.

Все наши объяснения мы будем базировать на данных смертности во Франции за 1952—1956 гг., которые могут быть взяты за исходную точку перспективных расчетов начиная с 1955 и даже

[1] Под наиболее благоприятными случаями мы здесь понимаем такую ситуацию, при которой возможно достаточно точное измерение смертности за недавний период. В других случаях приходится прибегать к более или менее грубым оценкам, исходя из которых определяется будущий уровень смертности.

с 1960 г.[1] В дальнейшем мы будем интересоваться только женским полом.

На основе этой таблицы смертности мы знаем уровень смертности на протяжении года, т. е. от одного дня рождения (годовщины) до следующего дня рождения (вероятности умереть в определенном возрасте). Мы будем здесь интересоваться двумя периодами жизни: первыми годами жизни, последними годами зрелого возраста — около 50, 55 лет.

ТАБЛИЦА 1а. **ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ ВО ФРАНЦИИ за 1952—1956 гг.** (женский пол)

Возраст x	Вероятность смерти q_x (на 1000)	Число доживших S_x	Возраст x	Вероятность смерти q_x (на 1000)	Число доживших S_x
0	31,41	100 000	50	5,72	89 412
1	4,00	96 859	51	6,15	88 901
2	1,50	96 472	52	6,60	88 345
3	0,91	96 327	53	7,10	87 771
4	0,69	96 239	54	7,60	87 148
5	0,54	96 173	55	8,20	86 486
6	0,45	96 121	56	8,90	85 777
...	...	...	...	...	...

Соответствующие выдержки из таблицы смертности воспроизводятся в табл. 1а, причем мы ограничиваемся лишь вероятностями умереть для каждого возраста и числом доживших.

Эти же вероятности, округленные и выраженные как 1 : 10 000, нанесены на рис. 93а и 93б. Согласно их определению они измеряют число умерших на протяжении линий жизни, изображенных на этих рисунках. Нам нужно применить их для совокупности линий жизни, идущих, например, от AB к $A'B'$ (рис. 93а).

Наиболее простая мысль состоит в том, что риск смертности, которому подвергается в течение 1 года совокупность всех лиц, имеющих в исходный момент возраст между 0 лет и 1 годом, равен средней арифметической из вероятностей q_0 и q_1, которые строго измеряют риск смерти лиц, имевших в исходный момент точный возраст 0 лет (момент рождения) и 1 год (рис. 93а — переход от A к A' и от B к B'); иначе говоря, речь идет о риске смерти самых молодых и самых старших лиц в данной группе. В качестве перспективной вероятности для возрастной группы 0 лет принимается выражение

$$q_0' = \frac{q_0 + q_1}{2}$$

[1] С той только возможной оговоркой, что будут внесены некоторые поправки в показатели детской смертности, так как их ежегодные изменения очень значительны.

и точно так же

$$q'_1 = \frac{q_1 + q_2}{2}$$

. . . . . .

$$q'_{50} = \frac{q_{50} + q_{51}}{2}\,^1.$$

Таким путем мы переходим от данных на рис. 93, заимствованных из таблицы смертности, к данным на рис. 94, которые делают возможным исчисление доживших.

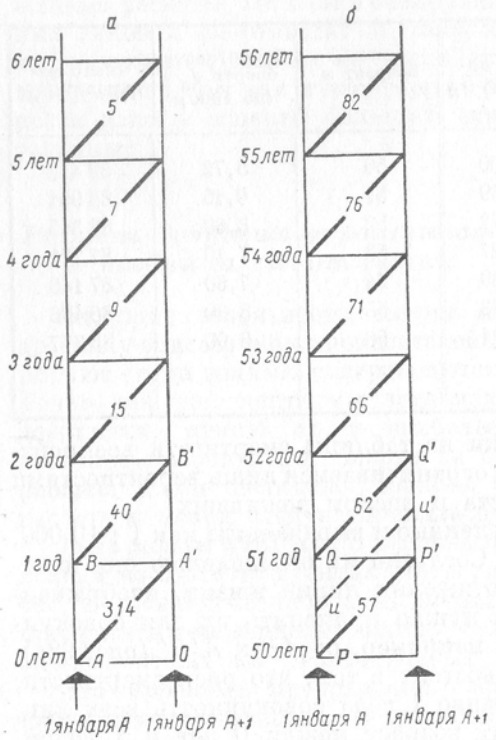

Рис. 93.

Этому приближению можно дать следующее истолкование. Мы допускаем, что продвижение населения, имеющего возраст 50 лет на 1 января, например года A, по «коридору» $PP'QQ'$ (см. рис. 93б) статистически эквивалентно движению вдоль линии uu', равноудаленной от обеих параллелей этого «коридора» и представляющей собой линию жизни лиц, имеющих точно 50,5 года на 1 января года A. Кроме того, мы допускаем, что вероятность смертности этих лиц от одного 1 января до 1 января следующего года равна средней арифметической из обычных вероятностей смерти в предшествующем и последующем круглых возрастах.

Таким образом, общая численность 385 887 девочек, составляющая группу в возрасте 0 лет на 1 января года A[2], сократится за счет смертности к 1 января года $(A+1)$ на $385\,887 \times \frac{177}{10\,000} = 6830$ единиц.

Следовательно, до этой последней даты доживут 379 057 девочек (385 887 — 6830).

Как уже отмечалось выше, если мы не заинтересованы в самом числе умерших, то можно работать непосредственно с дополнением до единицы перспективных вероятностей (1—177 на 10 000 = 0,9823) и получить численность доживших путем следующего умножения:

$$385\,887 \times 0{,}9823 = 379\,057.$$

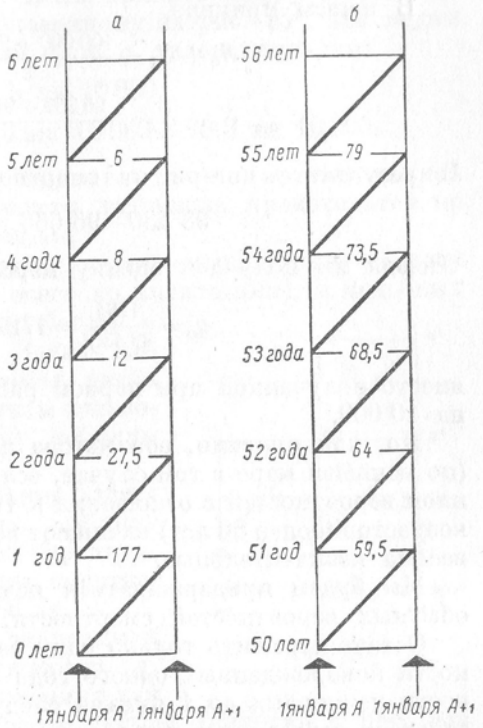

Рис. 94.

Таким образом, мы находим перспективные вероятности смерти посредством линейной интерполяции между точными предыдущими и последующими вероятностями. Фактически перспективные вероятности зависят одновременно и от возрастного состава рассматриваемой группы, и от изменений смертности в зависимости от возраста. Таким образом, если группа в возрасте 0 лет включает большинство лиц, более близких к дате их первой годовщины, чем к дате их рождения (вследствие неравномерности распределения во времени соответствующих рождений), то при прочих равных условиях смертность в этой группе будет более низкой. Изменения, которые вносятся такими нарушениями равномерности, будут более значительными при наличии нелинейности зависимости смертности от возраста. Мы хорошо понимаем поэтому, что оценки перспективных коэффициентов, которые мы только что сделали, являются не более чем приближенными.

Можно было бы подумать о том, чтобы интерполировать не вероятности, а число доживших. В таком случае мы рассматриваем каждый отрезок возраста как принадлежащий к некоему стационарному населению, определяемому таблицей смертности. Так, например (см. рис. 93а):

[1] Заметим, что перспективная вероятность для совокупности лиц, имеющих возраст x (в исполнившихся годах), выражается как q'_x; следовательно, нужно допустить, что

$$q'_x = \frac{q_x + q_{x+1}}{2}.$$

[2] Здесь имеется в виду численность девочек в возрасте 0 лет во Франции на 1 января 1957 г.

численность в отрезке AB принимается равной

$$\frac{S_0+S_1}{2};$$

численность в отрезке $A'B'$ принимается равной

$$\frac{S_1+S_2}{2}.$$

В нашем примере

$$S_0+S_1=\frac{100\,000+96\,859}{2}=98\,430;$$

$$S_1+S_2=\frac{96\,859+96\,472}{2}=96\,666.$$

В результате потери от смертности определяются так:

$$98\,430-96\,666=1764.$$

Отсюда мы получаем оценку перспективной вероятности:

$$q_0'=\frac{1764}{98\,430}=179 \text{ на } 10\,000$$

вместо полученной при первом расчете вероятности, равной 177 на 10 000.

Но, как правило, оба метода дают один и тот же результат (по меньшей мере в том случае, если мы ограничиваемся выражением вероятностей в отношении к 10 000); лишь для очень старых возрастов (более 80 лет) начинают возникать расхождения, причем весьма незначительные.

Мы будем придерживаться исчисления путем интерполяции обычных вероятностей смертности.

Остается решить только одну задачу: как перейти от численности новорожденных одного года (в AO на рис. 93а) к численности доживших до 1 января следующего года (в OA')? Можно задаться целью получить среднюю арифметическую из q_0, которая отражает потери от смертности при переходе из A в A' и из вероятности (равной 0), которая соответствует точке 0; в этом случае мы получаем:

$$q_N'=\frac{314}{2}=157 \text{ на } 10\,000.$$

Показатель N напоминает нам, что речь идет о вероятности, относящейся к числу рождений [1].

В итоге мы производим здесь в сущности равное распределение риска смертности между треугольниками AOA' и ABA'; при этом нам известно, что этот риск тем выше, чем меньше возраст ребенка [1]. Поэтому желательно добиться установления q_0, которое дает представление об этом неравенстве риска смерти в зависимости от возраста.

По этому поводу можно вспомнить то, что уже говорилось при изучении измерения детской смертности (см. стр. 62); мы допускаем, что 2/3 или 3/4 детских смертей (действительная пропорция обычно бывает расположена между этими двумя крайними цифрами) происходят в AOA'. Если принять цифру 3/4, то мы приходим к распределению, показанному на рис. 95[2]. Мы видим также, что значения выражений q_N' и q_0' видоизменяются:

$$q_N'=235{,}5 \text{ на } 10\,000;$$

$$q_0'=78{,}5 \text{ на } 10\,000+20{,}0 \text{ на } 10\,000=98{,}5 \text{ на } 10\,000.$$

Предшествующие расчеты основываются на знании полной таблицы смертности; в них расчеты доживших производятся по одногодичным возрастным группам.

Но нередко перед нами стоит задача производить расчеты по возрастным группам (чаще всего по пятилетним); в подобных случаях нет необходимости прибегать к полной таблице смертности [3]. Задача состоит в том, чтобы при расчетах числа доживших по возрастным группам пользоваться данными сокращенной таблицы смертности.

Для иллюстрации применения этого метода возьмем сокращенную таблицу смертности женского пола во Франции, выведенную из полной таблицы смертности во Франции за 1952—1956 гг.

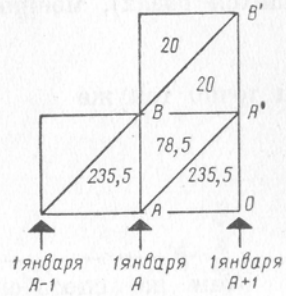

Рис. 95.

Данные, изображенные на диаграммах (рис. 96а и 96б)—это вероятности ${}_5q_x$ из табл. 1б, округленно выраженные как отношения к 10 000. Наблюдается полная аналогия с рис. 93а и 93б; эта аналогия приводит к применению тех же методов

[1] Поскольку мы здесь переходим от новорожденных к группе в возрасте 0 исполнившихся лет, принятое здесь обозначение не вполне увязывается с тем, что предшествовало ему выше.

[1] Как правило, наблюдается постоянное изменение смертности по возрастам (и изменение численностей доживших); поэтому всякое равное распределение числа умерших между двумя смежными треугольниками Лексиса неправильно. Причем наиболее значительная ошибка возникает при применении этого способа к возрасту между 0 лет и 1 годом; в этом случае могут даже получиться неудовлетворительные результаты.

[2] Мы здесь предполагаем, что смертность остается неизменной из года в год. Если бы мы исходили из другого предположения, то мы должны были бы изменить цифры. С другой стороны, 78,5 на 10 000 является не вероятностью, позволяющей перейти от AB к BA', а вероятностью, относящейся к 10 000 новорожденных. Однако различие между этими двумя очень близкими одна к другой величинами здесь чрезвычайно незначительно.

[3] Более того, в тех случаях, когда исходные данные о населении известны только в виде пятилетних групп, то детальные данные таблицы за каждый год в отдельности только затрудняют подсчеты и так или иначе им необходимо придать более компактную форму.

приближения. В качестве перспективной вероятности ${}_5q'_{0-4}$ для измерения смертности на 10 000 человек (или на 1000, или на

ТАБЛИЦА 16. **СОКРАЩЕННАЯ ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ ВО ФРАНЦИИ за 1952—1956 гг.** (женский пол)

Возраст x	Вероятность смерти ${}_5q_x$ (на 1000)	Число доживших S_x	Возраст x	Вероятность смерти ${}_5q_x$ (на 1000)	Число доживших S_x
0	38,27	100 000	50	32,72	89 412
5	2,05	96 173	55	47,37	86 486
10	1,76	95 976	60	71,10	82 389
15	2,85	95 807	65	113,59	76 531
20	4,19	95 534	70	189,13	67 838
...	...	...	...	...	...

100 000) в группе 0—4 года (в исполнившихся годах) до тех пор, пока эта группа не превратится в группу 5—9 лет (в исполнившихся годах), можно принять среднюю арифметическую [1].

$$ {}_5q'_{0-4} = \frac{{}_5q_0 + {}_5q_5}{2}, $$

и точно так же

$$ {}_5q'_{5-9} = \frac{{}_5q_5 + {}_5q_{10}}{2}; $$

. . . . . .

$$ {}_5q'_{50-54} = \frac{{}_5q_{50} + {}_5q_{55}}{2}. $$

Этим же способом получены перспективные вероятности, изображенные на рис. 97а и 97б.

Таким образом, мы допускаем, что общая численность [2] 1 910 822 девочек в возрасте 0—4 лет на 1 января года A и на 1 января года $(A+5)$ сократится за счет смертности на

$$ 1\,910\,822 \times \frac{202}{10\,000} = 38\,599 \text{ единиц.} $$

Иначе говоря, к 1 января $(A+5)$ останутся в живых $1\,910\,822 - 38\,599 = 1\,872\,223$ девочки.

Если нас интересует не число умерших, а только число доживших, то достаточно сделать следующее умножение:

$$ 1\,910\,822 \times \left(1 - \frac{202}{10\,000}\right). $$

[1] Заметим, что здесь имеется в виду пятилетняя вероятность (по охватываемому периоду времени). Цифра 5, помещаемая внизу с левой стороны, указывает, что показатель относится к пятилетнему периоду (это обозначение аналогично тому, которое применялось выше к вероятностям смертности).

[2] В нашем числовом примере дается оценка численности девочек в возрасте 0—4 лет во Франции на 1 января 1957 г.

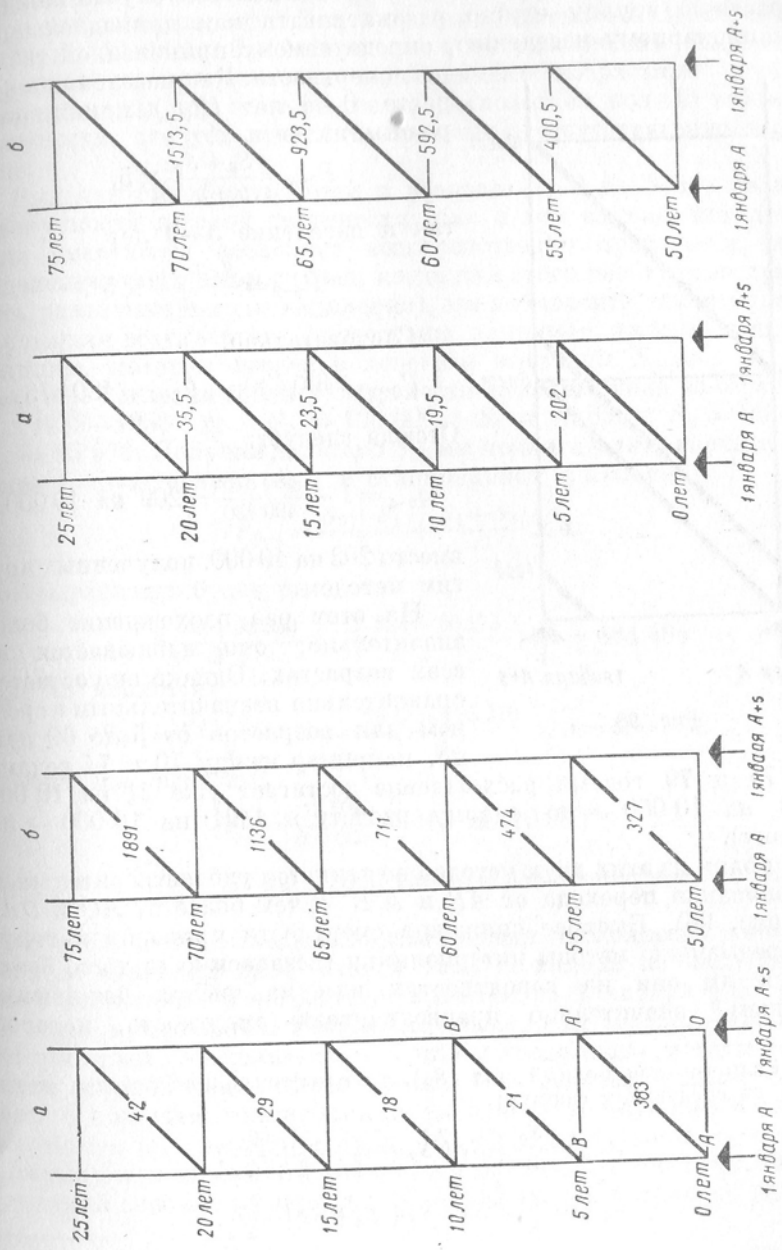

Рис. 97.

Рис. 96.

Можно также задаться целью произвести интерполяцию по числам доживших, а не по вероятностям; в этом случае каждую возрастную группу нужно рассматривать как принадлежащую к стационарному населению, определяемому примененной таблицей смертности. Как население в возрасте 0—4 лет (P_{0-4}) принимается равным

$$P_{0-4}=\frac{S_0+S_5}{2}\times 5,$$

так и население 5—9 лет

$$P_{5-9}=\frac{S_5+S_{10}}{2}\times 5^1.$$

Следовательно,

$$P_{0-4}=490\,430; \quad P_{5-9}=480\,375.$$

Отсюда следует:

$${}_5q'_{0-4}=1-\frac{480\,375}{490\,430}=209 \text{ на } 10\,000$$

вместо 202 на 10 000, полученных другим методом.

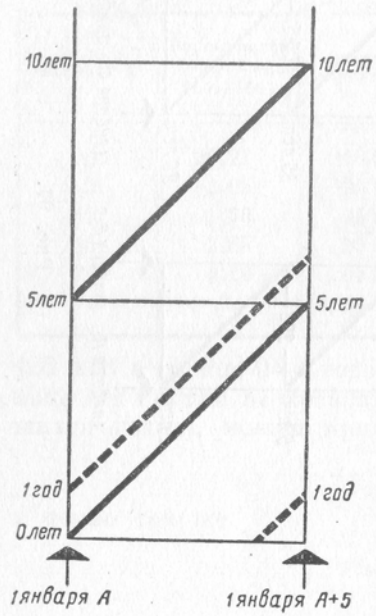

Рис. 98.

На этот раз расхождение более значительно; оно наблюдается во всех возрастах. Однако оно остается сравнительно незначительным в среднем для возрастов от 5 до 60 лет; но, например между 70 и 74 годами или 75 и 79 годами расхождение достигает уже 21 на 10 000 (1513 на 10 000 — по одному расчету и 1491 на 10 000 — по другому).

Ни один из этих двух методов не является удовлетворительным для описания перехода от AB и $A'B'$ и тем более от AO к OA' (см. рис. 96). Быстрое снижение смертности приводит к тому, что предыдущие методы интерполяции (независимо от того, базируются ли они на вероятностях или на числах доживших) в общем [2] значительно преувеличивают смертность, которой

[1] Если имеется полный ряд $\{S_x\}$, то наилучшее приближение получается из следующих формул:

$$P_{0-4}=\frac{S_0}{2}+S_1+S_2+S_3+S_4+\frac{S_5}{2};$$

$$P_{5-9}=\frac{S_5}{2}+S_6+S_7+S_8+S_9+\frac{S_{10}}{2}.$$

[2] Для того чтобы это преувеличение смертности было небольшим или даже вообще исчезло, необходимо, чтобы ежегодные цифры рождаемости сокращались быстрыми темпами.

должна подвергаться группа в возрасте 0—4 лет. Соответственно эти методы преуменьшают смертность группы новорожденных в течение этого периода. Более правильный способ оценки смертности должен был бы базироваться на разложении смертности в первом десятилетии на одногодичные возрастные группы. Поскольку мы при этом не всегда располагаем полной таблицей смертности, следует исчислять элементы, отсутствующие в таблице.

Выделяя смертность детей в возрасте от 0 до 5 лет из всей совокупности детской смертности (как в том случае, когда таблица смертности позволяет непосредственно произвести такое выделение, так и в том случае, когда для этого необходимо применить различные методы выделения), мы добиваемся значительного улучшения результатов. Осуществим, например, линейную интерполяцию, которая введет в действие величины S_0, S_1, S_5, S_{10} (рис. 98). Согласно таблице смертности женского пола во Франции за 1952—1956 гг. $S_0=100\,000$; $S_1=96\,859$; $S_5=96\,173$; $S_{10}=95\,976$. Получив данные о S_1, мы можем сделать значительно более точную оценку P_{0-4} в стационарном населении:

$$P_{0-4}=\frac{S_0+S_1}{2}+\frac{S_1+S_5}{2}\times 4.$$

Это выражение будет равно:

$$\frac{100\,000+96\,859}{2}+\frac{96\,859+96\,173}{2}\times 4=484\,494.$$

P_{5-9} не меняется:

$$P_{5-9}=\frac{S_5+S_{10}}{2}\times 5=\frac{96\,173+95\,976}{2}\times 5=480\,373.$$

Отсюда мы выводим:

$${}_5q'_N=\frac{15\,506}{500\,000}=310 \text{ на } 10\,000\,[1];$$

$${}_5q'_{0-4}=\frac{4121}{484\,494}=85 \text{ на } 10\,000 \text{ (вместо ранее полученных 202!)}.$$

В табл. 2 представлена перспективная численность женского пола во Франции на 1 января 1962 г. исходя из численности этого населения по возрастным группам на 1 января 1957 г.

Здесь применяются показатели смертности за 1952—1956 гг., которыми мы уже пользовались, чтобы представить методы исчисления перспективных вероятностей. Эти последние были исчислены с помощью интерполяции на основе точных вероятностей смертности (ср. расчеты в табл. 1б), за исключением ${}_5q'_N$ и ${}_5q'_{0-4}$, которые были исчислены только что описанным способом. Число рождений девочек за период 1957—1962 гг. было принято равным

[1] Вероятность ${}_5q'_N$ определяет переход новорожденных в группу в возрасте 0—4 лет в исполнившихся годах; поэтому принятая здесь система обозначений не вполне увязывается с предшествующей.

1 980 000; сейчас не будем здесь объяснять, каким способом мы получили эту оценку.

Чтобы полностью понять табл. 2, необходимо вспомнить, что цифры последней колонки (на 1 января 1962 г.) сдвинуты вниз на одну строку по отношению к цифрам двух других колонок, из которых они возникли.

Будущая эволюция перспективных вероятностей

Мы уже останавливались с общей точки зрения на проблеме определения будущей эволюции смертности, которая должна приниматься во внимание при перспективных расчетах. В целях

ТАБЛИЦА 2. ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ ЧИСЛЕННОСТИ ЛИЦ ЖЕНСКОГО ПОЛА

Возрастные группы	Численность на 1 января 1957 г. (в тысячах)	Перспективная вероятность смерти (на 10 000)	Число умерших между 1 января 1957 г. и 1 января 1962 г. (в тысячах)	Численность на 1 января 1962 г. (в тысячах)
Рождения *	1980,0	310	61,4	
0— 4	1910,8	85	16,2	1918,6
5— 9	1996,1	19	3,8	1894,6
10—14	1510,3	24	3,6	1992,3
15—19	1339,3	35	4,7	1506,7
20—24	1497,2	50	7,5	1334,6
25—29	1573,6	67	10,5	1489,7
30—34	1592,0	92	14,6	1563,1
35—39	1233,8	128	15,8	1577,4
40—44	1246,8	202	25,2	1218,0
45—49	1495,4	290	43,4	1221,6
50—54	1488,1	401	59,7	1452,0
55—59	1385,4	592	82,0	1428,4
60—64	1250,4	924	115,5	1303,4
65—69	1077,6	1 513	163,0	1134,9
70—74	899,1	2 514	226,0	914,6
75—79	635,6	3 945	250,7	673,1
80—84	371,7	5 699	211,8	384,9
85—89	130,0	7 530	97,9	159,9
90—94	33,6	8 974	30,2	32,1
95—99	5,2**		5,2	3,4
Все возрасты	22672,0		1387,3	23203,3

* Речь идет о рождениях за период 1957—1961 гг. и о смертях в этой группе новорожденных за этот же период ($_5q'_N$=310 на 10 000).

** Предполагается, что все лица умерли, не достигнув 100 лет.

бо́льшей точности мы проиллюстрируем эту эволюцию на конкретных примерах.

Обычный способ экстраполяции тенденций, наблюдавшихся в недавнем прошлом, был изложен на стр. 367. Этот способ исходит из наиболее удобной гипотезы, т. е. из того случая, когда за последние годы, предшествовавшие прогнозу, можно исчислить перспективные вероятности смертности для различных возрастов.

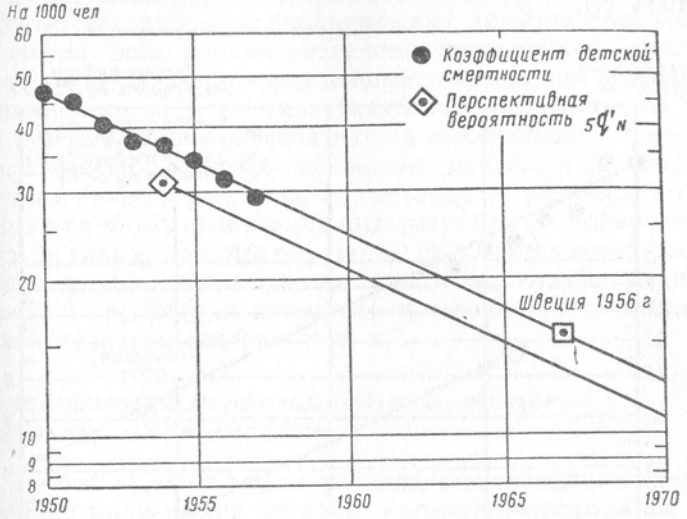

Рис. 99а.

Мы видели также, что такая экстраполяция может опираться на опыт других стран, имеющих более низкие показатели смертности (см. рис. 92).

Но очень часто перспективные вероятности определяются косвенным путем; как мы уже отмечали, обычно это делается с помощью вероятностей смерти из таблицы смертности, относящейся к недавнему прошлому. В подобных случаях лишь очень редко рассмотрение последних таблиц, имеющихся в нашем распоряжении, может позволить определить тенденцию смертности, так как периодичность таких таблиц редко бывает 5 лет, а обычно промежутки времени между составлением таких таблиц достигают 10 лет и даже больше. Такие интервалы слишком велики, особенно в эпоху, когда происходит резкое ускорение снижения смертности.

Поэтому в подобных случаях целесообразнее из года в год следить за эволюцией смертности с помощью возрастных коэффициентов и, получая на основании этих наблюдений вероятные будущие тенденции, определять на основании их эволюции перспективные вероятности для соответствующих возрастов или возрастных групп. Этот способ иллюстрируют рис. 99а и 99б.

Перспективная вероятность ${}_5q'_N$ находится в сильной зависимости от детской смертности; поэтому можно ожидать, что будущая эволюция этих двух показателей будет параллельной. Поскольку прямая линия коэффициента детской смертности уже выявлена, то прямую, которую мы можем с достаточным основанием принять для ${}_5q'_N$, следует провести параллельно через точку, изображающую ${}_5q'_N$ за период 1952—1956 гг. (медианный год — 1954 г.).

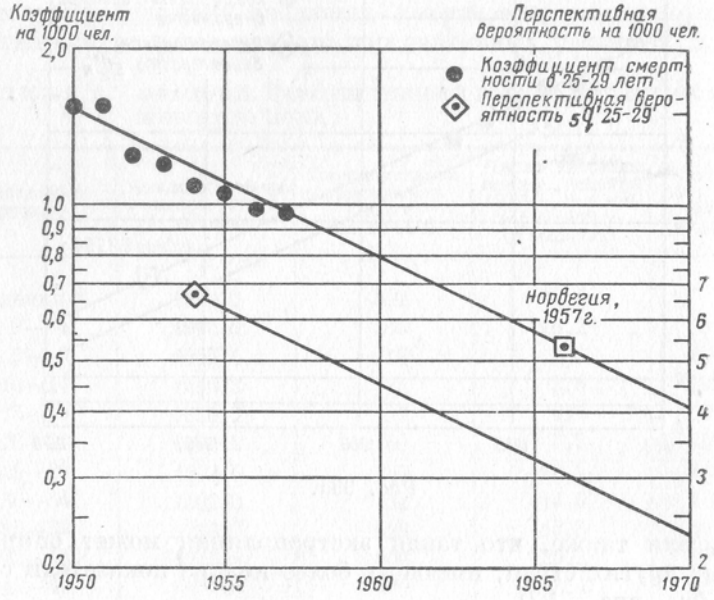

Рис. 99б.

Аналогичным методом можно изобразить коэффициент смертности для 25—29 лет и перспективный коэффициент ${}_5q'_{25-29}$ (см. рис. 99б).

Может возникнуть опасение, что подобная эволюция снижения смертности приведет через 10 или 15 лет к неправдоподобному прогнозу уровня смертности. Риск такого неправдоподобного прогноза тем более велик, чем ниже фактический уровень смертности у изучаемого населения. Возникает вопрос: не приводят ли нас такие прогнозы смертности к скрытому предположению, что будут побеждены такие причины смертности, в борьбе с которыми мы в настоящее время безоружны? Так, например, экстраполяция снижающихся показателей детской смертности (рис. 99а) приводит нас к предвидению после 1975 г. коэффициента смертности женщин 9 на 1000, т. е. к показателю, который ниже, чем показатель биологического предела смертности в таблице Буржуа-Пиша [1].

Что касается более развитых стран, то для них этот порог (9 на 1000) при таких экстраполяциях может быть перейден еще раньше 1975 г.

Это обстоятельство вновь убеждает нас в недостаточности нашего метода экстраполяции и в невозможности предпринять таким путем подлинное исследование будущего. Знание таблицы смертности, исходящей из биологических лимитов продолжительности жизни (при данном состоянии медицинской науки), тем не менее все же остается очень ценным, так как оно позволяет нам ориентироваться в этих исследованиях, устанавливая низший предел для различных перспективных вероятностей, предел, ниже которого нельзя ожидать снижения показателей смертности. В действительности при всех перспективных расчетах мы можем ограничиться изучением возможных результатов снижения смертности, т. е. таких, которые позволяют прогнозировать современное состояние науки, устраняя все гипотезы, неизбежно носящие ненадежный характер, а именно об излечении рака, заболеваний сердечнососудистой системы и т. п.[2].

Перспективные вероятности и типовые таблицы смертности

Во многих случаях мы не располагаем таблицами смертности за недавний промежуток времени, которые позволяли бы определить перспективные вероятности на исходную дату предвидения. С другой стороны, часто наблюдается, что имеющиеся в нашем распоряжении таблицы смертности являются лишь приблизительными, так же как и все другие измерители смертности.

В подобных обстоятельствах измерение уровня и тенденций смертности может иметь только приближенный характер и все чисто формальные тонкости при определении будущей эволюции не имеют серьезного значения.

Здесь вновь выявляется полезность типовых таблиц смертности, составленных отделом населения Организации Объединенных Наций, о которых мы уже говорили на стр. 149 и 152. Напомним, что эти таблицы связывают среднюю продолжительность жизни с вероятностями смерти и рядами дожития. Эта связь базируется на анализе 158 таблиц, отражающих весьма различные уровни смертности в разных странах. Указанные таблицы опре-

[1] Цит. соч., стр. 130.

[2] Это, конечно, не значит, что лишены интереса перспективные расчеты, основанные на таблицах смертности, исходящих из предположения об уничтожении раковых заболеваний или каких-либо других причин смертности; в этом случае мы попадаем в сферу условных предвидений, цель которых состоит в том, чтобы измерить воздействие того или иного фактора (о котором мы не знаем точно, будет ли он действовать или нет) на состояние населения.

деляют «средние структуры» смертности по возрасту и полу исходя из уровня смертности всей совокупности, измеряемого средней продолжительностью жизни в момент рождения [1].

48 сокращенных таблиц, опубликованных в L'Étude démographique № 25 содержат 24 таблицы смертности лиц мужского пола и столько же таблиц смертности лиц женского пола. Каждая пара таблиц соответствует величинам e_0 для обоих полов от 20 и до 55 лет с интервалами в 2,5 года и далее величинам $e_0 = 57{,}6$; 60,4; 63,2; 65,8; 68,2; 70,2; 71,7; 73,0; 73,9. Определенные таким образом уровни занумерованы как 0, 5, 10, 15, . . ., 110, 115. Для каждого уровня сверх обычных элементов (вероятности q_x, число доживших S_x) даются еще численности населения в пятилетних возрастных группах соответствующего стационарного населения; из этих численностей населения выводятся пятилетние коэффициенты дожития по группам поколений, которые являются дополнениями до единицы перспективных вероятностей [2]. Эти коэффициенты дожития являются данными, которые могут быть непосредственно применены для расчетов числа доживших.

Указанная совокупность таблиц дает возможность при исчислении числа доживших:

выбрать соответствующую таблицу, в которой уровень смертности близок к фактическому уровню смертности населения, для которого мы хотим делать прогноз [3];

выбрать таблицы, представляющие будущий уровень смертности.

При средней продолжительности жизни $e_0 = 55$ лет, уровни смертности обнаруживают различные колебания в отдельных странах. Если бы скачки уровня смертности всегда происходили по истечении одного и того же времени, то соответствующая эволюция смертности проявлялась бы в ускорении прогресса дости-

[1] Для получения более подробных сведений о способе определения этих «средних структур» мы отсылаем читателя к характеристике типовых таблиц, которая была бы дана в главе о таблицах смертности. Дальше в этом параграфе мы будем пользоваться только таблицами, содержащимися в «Étude démographique» № 25, Méthodes d'estimation de la population. Manuel III: Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge.

[2] Коэффициенты дожития, которые здесь даны, позволяют перейти от числа рождений к группе 0—4 года, от группы 0—4 года — к группе 5—9 лет и т. д. Последняя из рассматриваемых групп («80 лет и более») остается открытой; для нее дается коэффициент дожития в группе «85 лет и более». Мы еще не рассматривали вопроса о том, как выводить из таблицы смертности коэффициенты дожития для открытых групп. Практически будет вполне достаточно рассматривать все группы до 95—99 лет как закрытые, пренебрегая незначительным числом лиц, живущих больше 100 лет.

[3] В принципе прогноз касается только будущего, а исходные данные для прогноза смертности должны соответствовать фактическим показателям. Но фактически последние оценки населения, которыми мы располагаем, всегда относятся к более или менее старой дате, а первый пятилетний период, для которого мы делаем прогноз смертности, обычно включает и настоящий момент; поэтому в прогноз обычно приходится включать и фактические данные о смертности.

жения средней продолжительности жизни в 60 лет и потом в значительном замедлении, начиная от $e_0 = 65{,}8$ года (см. рис. 100), что указывало бы на асимптотическое приближение к биологическому пределу смертности.

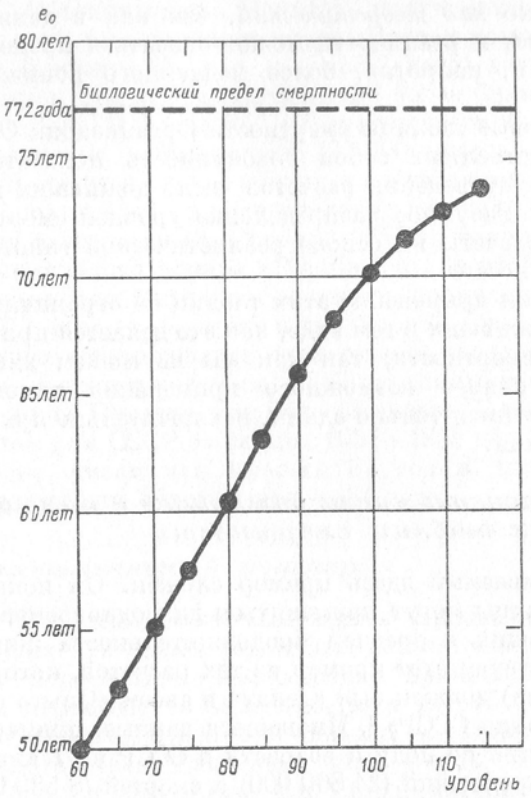

Рис. 100.

К тому же по мысли составителей типовых таблиц совокупность 24 таблиц для обоих полов образует ценный динамический ряд: «На основе ранее сделанных наблюдений предполагалось, что в случае повышенной или умеренно повышенной смертности средняя продолжительность жизни при рождении возрастала в течение каждых 5 лет в среднем на 2,5 года. Однако если эта средняя продолжительность жизни уже достигла высокого уровня, то нельзя предполагать, что она будет бесконечно повышаться в том же темпе. Вот почему для высоких значений e_0 можно было так видоизменить ряд таблиц, чтобы постепенно приблизиться к минимальному уровню смертности. Предполагалось, что в динамическом ряду вероятности смерти максимальное понижение кривой, которое может произойти в течение пятилетнего периода,

для данной возрастной группы того или другого пола будет равно $\frac{1}{3}$ разности между фактически существующим уровнем и минимальным уровнем, как его оценивает Буржуа-Пиша» [1].

Но, разумеется, «этот динамический ряд должен рассматриваться только *как теоретический*, так как в данной ситуации более близким к реальности может оказаться предвидение более быстрого или, напротив, более медленного понижения кривой смертности».

Так, типовые таблицы смертности Организации Объединенных Наций представляют собой совокупность показателей, весьма удобную для проведения расчетов числа доживших из пятилетия в пятилетие. Разумное распределение уровней смертности позволяет вести расчеты на основе реалистической гипотезы снижающейся смертности.

Фактически применение этих таблиц не ограничивается расчетом числа доживших в том виде, как это делается при определении перспектив смертности; так как мы не можем входить во все детали различного возможного применения типовых таблиц, то мы ограничимся только одним, исключительно ярким примером их применения.

Пример расчета числа доживших с помощью типовых таблиц смертности

Рассматриваемый здесь пример сложен. Он показывает, как типовые таблицы могут применяться для одновременного расчета числа доживших и средней продолжительности жизни.

Мы заимствуем этот пример из тех расчетов, которые Бирабен (J. N. Biraben) должен был сделать в своем «Опыте о демографической эволюции СССР» [2]. Имевшиеся данные: примерная численность населения по полу и возрасту в СССР на 1 января 1951 г., общее число рождений (24 860 000) и смертей (8 580 000) за пятилетие 1951—1955 гг.

Исходя из этого ставится задача определить население по полу и возрасту на 1 января 1956 г. и параллельно оценить среднюю продолжительность жизни для этого же периода.

Сначала общее число рождений (24 860 000) было разделено на 12 770 000 мужских рождений и 12 090 000 женских рождений (отношение мальчиков и девочек 106 к 100).

Затем нужно было применить к населению на 1 января 1951 г. и к числу новорожденных за период 1951—1955 гг. коэффициенты дожития, заимствованные из типовых таблиц Организации Объединенных Наций, но выбор типовой таблицы, из которой следовало взять эти коэффициенты, был затруднен. Его нужно было определить по тому признаку, что он дает 8 580 000 смертей за 5 лет,— единственная информация о смертности, которая имеется.

Первая попытка была сделана с цифрой средней продолжительности жизни, равной 60,4 года (уровень 80 по классификации Организации Объединенных Наций); полученный результат (9 504 000 смертей) был слишком высок. Вторая попытка с соседней таблицей (уровень 85, т. е. $e_0 = 63{,}2$ года) дала результат 8 388 000 смертей; эта цифра значительно более близка к фактической цифре 8 580 000 смертей. Выравнивание было сделано путем распределения недостающих 192 000 смертей пропорционально числам смертей, исчисленным для различных возрастов. В результате получается то распределение населения Советского Союза по полу и возрасту на 1 января 1956 г., которое помещено на стр. 49 упомянутого номера «Population». В итоге для обоих полов средняя продолжительность жизни получается несколько ниже, чем 63,2 года, т. е. приблизительно 63 года.

Последующее подтверждение этой оценки средней продолжительности жизни дается цифрами, опубликованными в демографическом ежегоднике Организации Объединенных Наций за 1957 г.: мы находим там для СССР за период 1954—1955 гг. среднюю продолжительность жизни для мужчин 61 год и для женщин — 67 лет (в среднем для обоих полов — 64 года).

Очень примечательный пример

На практике демографы вынуждены производить расчеты числа доживших при самых различных обстоятельствах, которые даже нельзя перечислить. Параллельно применяемые технические приемы варьируют в зависимости от точной формулировки проблемы, от качества и полноты данных, находящихся в распоряжении исследователя. Сказанное выше в этой главе не позволяет автоматически определять тот метод, который мы должны применить для разрешения каждого возникающего вопроса. Останавливаясь более подробно на наиболее важных из этих вопросов, мы только хотим дать читателю необходимую базу, которая позволяла бы ему, однажды приобретя определенное статистическое чутье, в дальнейшем проявлять инициативу при разрешении тех или иных частных вопросов.

Чтобы иллюстрировать наши общие соображения, мы рассмотрим одну определенную проблему, которая несколько выходит за рамки расчета числа доживших, так как она связана также с вопросом о перспективах числа новорожденных, правда намечаемого лишь в очень грубых чертах.

Поскольку перепись населения, как правило, не совпадает с 1 января, то и классификация по возрасту, производимая в связи с переписью, не совпадает с классификацией по поколениям. Чаще всего мы располагаем только этой второй классифи-

[1] Имеется в виду уровень, определяемый биологическим пределом смертности.

[2] Population, № 2 bis, juin 1958.

кацией, более легко получаемой и более полезной. Пусть речь будет идти о мужском сельскохозяйственном населении (иначе говоря, о мужском населении семей, главы которых занимаются сельским хозяйством) департамента Эн, где перепись происходила 10 мая 1954 г. (см. табл. 3).

ТАБЛИЦА 3. ФРАНЦИЯ. ПЕРЕПИСЬ 10 мая 1954 г. ДЕПАРТАМЕНТ ЭН. МУЖСКОЕ СЕЛЬСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ

Годы рождения	Возраст на 1 января 1955 г.	Численность	Годы рождения	Возраст на 1 января 1955 г.	Численность	Годы рождения	Возраст на 1 января 1955 г.	Численность
1950—1954	0—4	3 910	1920—1924	30—34	3 500	1890—1894	60—64	2 300
1945—1949	5—9	4 450	1915—1919	35—39	1 480	1885—1889	65—69	2 640
1940—1944	10—14	3 820	1910—1914	40—44	3 380	1880—1884	70—74	2 420
1935—1939	15—19	4 420	1905—1909	45—49	3 600	1875—1879	75—79	1 460
1930—1934	20—24	3 640	1900—1904	50—54	4 320	1874 и ранее	80 и более	1 260
1925—1929	25—29	3 720	1895—1899	55—59	3 440			
						1954 г. и ранее	Все возрасты	53 760

Рис. 101 позволяет хорошо схватить значение этих данных. Если мы установим классификацию переписываемого населения по поколениям, то единственная классификация по возрастам или по возрастным группам, которую можно здесь применить,— это классификация на предшествующее 1 января и на последующее 1 января (1 января 1954 г. и 1 января 1955 г.) [1].

Здесь возникает некоторое затруднение с потоками в AB, BC, CD и т. д., так как группы возрастов на соответствующую дату (10 мая 1954 г.) необычны. Поэтому каждый раз, когда ставится вопрос о сравнениях или о прогнозах, мы бываем вынуждены исходя из данных переписей оценивать потоки, идущие через OB', $B'C'$, $C'D'$.

Переходы от AB к $A'B'$, от BC к $B'C'$, от CD к $C'D'$ и так далее требуют, чтобы мы вели учет числа умерших между 10 мая

[1] Классификация на более удаленные 1 января, конечно, исключается, так как они не представляют никакого интереса.

1954 г. и 1 января 1955 г.[1]. Наконец, поток в OA' зависит от числа рождений в AO и от числа смертей среди новорожденных до 1 января 1955 г. В некоторых случаях эти данные могут быть получены исходя из статистики гражданского состояния; при этих условиях оценка на 1 января не представляет никакой трудности. Чаще всего эта оценка будет базироваться на приближенных расчетах, которые имеют целью дать нам цифры на данное 1 января, конечно, с минимальными ошибками, если только расчеты велись правильно. Задача будет состоять в том, чтобы осуществить расчет доживших по всей совокупности возрастных групп и чтобы сделать прогноз числа рождений на определенную часть года.

Здесь не возникает вопроса о внесении в эти расчеты излишних формальных тонкостей, так как гипотезы, которые мы можем принять в отношении смертности и рождаемости, могут быть только приблизительными.

Сосредоточим сначала наше внимание на оценках численностей населения 5—9 лет, 10—14 лет и т. д. на 1 января 1955 г., иначе говоря, на оценке числа смертей в параллелограммах $BB'CC'$, $CC'DD'$ и т. д. Принимая смертность, сравнимую со смертностью по Франции в целом и предполагая, что число умерших равномерно распределяется на протяжении всего года, мы оцениваем число умерших на 1000 человек в каждом из предыдущих параллелограммов как равное:

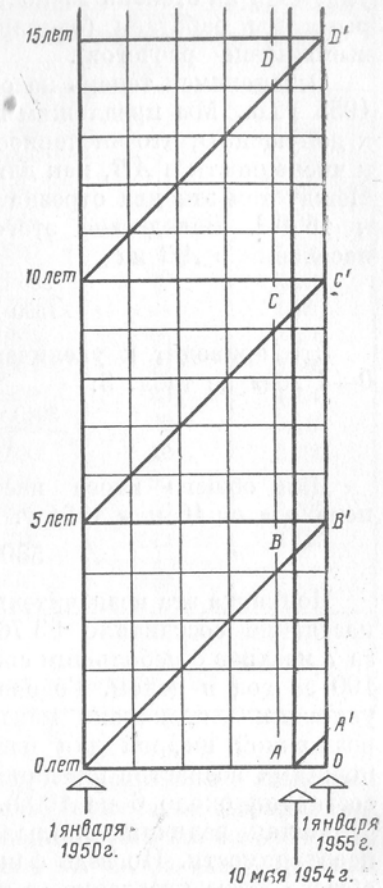

Рис. 101.

$$\frac{235}{365} = 64 \text{ на } 100\ [2],$$

т. е. 64% соответствующих коэффициентов смертности (выраженных в промилле). Именно это и сделано в табл. 4.

Цифры населения на 10 мая 1954 г. получены в результате выборочного обследования, охватывавшего 1/20 населения.

[1] В некоторых случаях нужно учитывать также и миграцию. Мы здесь исходим из предположения, что миграция незначительна и ею можно пренебречь.

[2] Период времени от 11 мая до 31 декабря действительно соответствует 235 дням.

Вследствие этого все цифры умножаются на 20 [1]; кроме того, в этих цифрах много случайных ошибок. В силу этих двух причин было бы неуместно вносить поправки в число умерших с точностью до единицы. Мы сохраняем только десятки, тем самым указывая на степень точности предвидения тех данных, над которыми мы работаем (одновременно этим несколько облегчается выполнение расчетов).

Остановимся теперь на оценке группы 0—4 года на 1 января 1955 года. Мы предложим простую поправку, которая сводится к допущению, что численность населения в OB' также относится к численности в AB, как длина отрезка OB' к длине отрезка AB. Между тем эти два отрезка относятся один к другому, как 1825 к 1590 [2]. Вследствие этого надлежит увеличить численность населения в AB на

$$\frac{235}{1590} = 14{,}8 \text{ на } 100.$$

Это приводит к увеличению численности возрастной группы 0—4 года из табл. 3:

$$\frac{3910 \times 14{,}8}{100} \approx 580.$$

Для общего итога населения поправка, необходимая для перехода от 10 мая 1954 г. к 1 января 1955 г., равна:

$$580 - 520 = +60.$$

Поправка эта незначительна, и это понятно. На 10 мая 1954 г. население составляло 53 760 человек; прирост в 60 человек за 7 месяцев с небольшим соответствует приросту несколько ниже 100 за год в целом. Годовой коэффициент прироста при таких условиях — несколько менее 2 на 1000, что является вполне возможной цифрой для населения с высоким удельным весом пожилых возрастов (средний коэффициент для Франции в целом составлял около 6 на 1000).

Малая величина поправки может породить сомнение в ее необходимости. Но ведь фактически мы искали поправку не для общего итога населения, а только для различных групп поколений, которые образуют возрастные группы на 1 января 1955 г. Но этой последней поправкой нельзя пренебрегать; она необходима для некоторых групп, особенно для наиболее молодых. Тот факт, что баланс всех этих поправок сводится почти к нулю, служит доказательством согласованности выполненных операций и удовлетворительности достигнутого приближения.

[1] За исключением первой группы (группа 5—9 лет), которая, как и соседние группы 0—4 года и 10—14 лет, является результатом исходной оценки численности группы 0—14 лет.

[2] Пять лет (мы пренебрегаем здесь високосными годами) составляют 1825 дней; вычитая 235 дней, т. е. промежуток времени между 10 мая и 31 декабря, мы получаем 1590 дней.

ТАБЛИЦА 4. ФРАНЦИЯ. МУЖСКОЕ СЕЛЬСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ ДЕПАРТАМЕНТА ЭН

Возрастные группы	Коэффициент смертности во Франции в 1954 г. (на 1000)	Коэффициент смертности×0,64 *	Численность населения на 10 мая 1954 г. **	Расчет числа умерших между 10 мая 1954 г. и 1 января 1955 г.	Исчисление населения на 1 января 1955 г.
5—9	0,545	0,3	4 450		4 450
10—14	0,478	0,3	3 820		3 820
15—19	0,983	0,6	4 420		4 420
20—24	1,51	1,0	3 640		3 640
25—29	1,83	1,2	3 720		3 720
30—34	2,30	1,5	3 500	10	3 490
35—39	3,24	2,1	1 480	—	1 480
40—44	4,68	3,0	3 380	10	3 370
45—49	7,71	4,9	3 600	20	3 580
50—54	12,0	7,7	4 320	30	4 290
55—59	17,6	9,7	3 440	30	3 410
60—64	25,8	16,5	2 300	40	2 260
65—69	37,8	24,2	2 640	60	2 580
70—79	73,6	47,1	3 880	180	3 700
80 и более	179	114,6	1 260	140	1 120
				520	

* $0{,}64 = \frac{235}{365}$.

** Возрастные группы взяты по состоянию на 1 января 1955 г.

В итоге, несмотря на несколько упрощенные гипотезы, выбранные одновременно и в результате недостатка информации, и с целью не допускать усложнения подсчетов, мы все же приходим к приемлемому исчислению населения по возрастным группам на 1 января 1955 г. Никакое применение более тонких методов не способно, как нам кажется, привести в данном случае к итогам, которые были бы более точными, чем полученные нами.

Удобство и надежность расчетов числа доживших

Нам кажется необходимым еще раз подчеркнуть слабое влияние смертности на эволюцию численности молодых возрастов в течение коротких и средних промежутков времени.

Мы уже видели, что вопрос об определении существующей в настоящее время смертности и об ее будущей эволюции может поставить в тупик неспециалиста. Неопределенность, связанная с определением темпов, иногда приводит к отказу от решения

вопроса и порождает недоверие к расчетам, которые были сделаны ранее.

Однако для многих групп возрастов в странах с низкой смертностью влияние этой последней на эволюцию численности населения, проявляющееся из года в год, весьма ничтожно; поэтому, пренебрегая воздействием смертности, мы совершаем некоторую ошибку в определении будущего закона смертности, но зато мы получаем перспективы, дающие хорошую основу для прогноза.

Здесь мы даем пример того прогноза населения школьного возраста во Франции (группа от 6 до 13 лет в исполнившихся годах), который мы получили бы, полностью пренебрегая смертностью (см. табл. 5).

ТАБЛИЦА 5. ФРАНЦИЯ. ПРОГНОЗ ЧИСЛЕННОСТИ МОЛОДЫХ ПОКОЛЕНИЙ БЕЗ УЧЕТА ВЛИЯНИЯ СМЕРТНОСТИ

Возраст (в исполнившихся годах)	1 января 1958 г.	1 января 1959 г.	1 января 1960 г.	1 января 1961 г.	1 января 1962 г.	1 января 1963 г.
0	788,3					
1	781,3	788,3				
2	776,6	781,3	788,3			
3	778,1	776,6	781,3	788,3		
4	768,6	778,1	776,6	781,3	788,3	
5	785,5	768,6	778,1	776,6	781,3	788,3
6	778,8	785,5	768,6	778,1	776,6	781,3
7	816,9	778,8	785,5	768,6	778,1	776,6
8	827,1	816,9	778,8	785,5	768,6	778,1
9	822,8	827,1	816,9	778,8	785,5	768,6
10	819,3	822,8	827,1	816,9	778,8	785,5
11	792,1	819,3	822,8	827,1	816,9	778,8
12	595,3	792,1	819,3	822,8	827,1	816,9
13	578,3	595,3	792,1	819,3	822,8	827,1
6—13	6030,6	6237,8	6411,1	6397,1	6354,4	6312,9
Поправки на смертность *:						
в промилле		—0,40	—0,82	—1,27	—1,78	—2,37
в тысячах		—2,5	—5,3	—8,1	—11,3	—15,0

* По отношению к численности в возрасте 6—13 лет.

Возникающие при этом ошибки незначительны. В данном случае эти ошибки, возможно, будут менее значительными, чем те, которые возникают в результате того, что мы не учитываем влияния миграций.

В подобных условиях предвидение — это уже не вопрос техники, а скорее вопрос понимания.

Эти замечания относятся также к прогнозам населения во взрослых возрастах, но при предвидении движения взрослых групп населения нельзя пренебрегать смертностью. В этом случае будет достаточно, если мы включим в наши расчеты подходящие показатели смертности, не затрудняя себя уточненными гипотезами; это даст нам возможность получить приемлемые цифры, которые будут недалеки от реальных цифр [1].

Как в первом, так и во втором случае об этом следует напомнить: общий уровень смертности предполагался низким, в результате чего для будущего снижения смертности за счет сокращения числа смертей, устранимых при существующем состоянии медицинской науки, остаются довольно небольшие возможности.

Наконец — и это особенно важно — эти расчеты числа доживших не требуют данных о будущем уровне рождаемости, который всегда составляет самый ненадежный элемент в демографических перспективах.

---

[1] Этого нельзя было бы сказать о прогнозах, касающихся пожилых людей. Если в среднем смертность пожилых людей варьирует мало (в противоположность смертности молодых людей и взрослых людей среднего возраста, которая регулярно снижается), то она очень подвержена резким колебаниям в связи с эпидемиологическими условиями (главным образом в связи с эпидемиями гриппа).

3

ПЕРСПЕКТИВЫ РОЖДАЕМОСТИ

Статистическая техника, применяемая для исчисления перспектив рождаемости, обычно сложнее, чем техника, применяемая для расчетов числа доживших.

К этим формальным трудностям присоединяются еще и другие трудности, связанные, с одной стороны, с трудностью правильно выразить в цифровых показателях гипотезы об отношении к деторождению, и, с другой стороны, с трудностью предвидения (поскольку мы ставим своей задачей делать не обычные условные предвидения, а подлинные предвидения) дальнейшей эволюции этого отношения к деторождению.

Мы начнем с рассмотрения различных технических приемов исчисления перспектив рождаемости. После этого мы обсудим вопрос о выборе этих технических приемов, так как мы увидим, что в различных обстоятельствах применение разных технических приемов может приводить к далеко расходящимся результатам, хотя бы исходные гипотезы и были сформулированы в идентичных терминах.

Перспективы, определяемые с помощью возрастных показателей плодовитости

Коэффициент общей плодовитости по возрастам или по возрастным группам формально эквивалентен соответствующему возрастному коэффициенту смертности.

Мы уже видели, что перспективная вероятность смертности (годичная или пятилетняя) оказалась более приспособленным показателем для расчетов числа доживших, чем коэффициент смертности (по возрастам или по возрастным группам). Равным образом мы приходим к тому, чтобы пользоваться перспективными вероятностями плодовитости (а не обычными коэффициентами плодовитости) каждый раз, когда мы задаемся целью определить перспективы рождаемости исходя из измерителя плодовитости по возрасту женщины.

Определение этих показателей аналогично определению перспективных вероятностей смерти.

Приведем выборку из статистических данных о числе живых рождений во Франции в 1948 г. по годам рождения и по возрастам матери:

Год рождения матери	Возраст (в годах)	Число рождений
...	...	...
1926	22	28 911
1925	22	29 963
1925	23	31 016
1924	23	30 712
...	...	...

Перспективная вероятность может относиться к поколению или к группе поколений. На основании приведенных данных можно исчислить вероятность, относящуюся к женскому поколению 1925 г., которое достигнет 23 лет в течение 1948 г. Для этой цели нужно сопоставить число рождений от этого поколения женщин с исходной численностью женщин на 1 января 1948 г., в данном случае 326 181 женщина (см. рис. 102). Таким путем мы находим:

$$\varphi_{23} = \frac{60\,979}{326\,181} = 187 \text{ на } 1000.$$

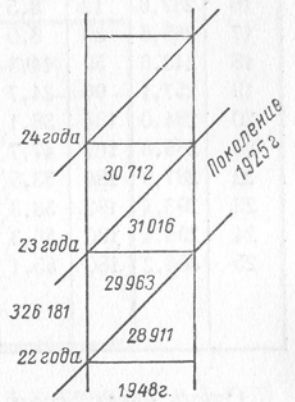

Рис. 102.

С целью определения перспектив рождаемости нужно сделать выбор всего ряда перспективных вероятностей по одногодичным или по пятилетним группам; этот ряд может быть переменным или неизменным во времени. Обычно достаточно изучить эволюцию за недавнее время, чтобы иметь возможность наметить будущее направление эволюции. Однако технические приемы экстраполяции могут существенно отличаться от приемов экстраполяции, применяемых к показателям смертности; мы еще вернемся к этому вопросу.

В качестве примера мы даем в табл. 1 детальные данные о расчетах, вытекающих из применения вероятностей рождения, отобранных М. Фебвэ (M. Febvay) для прогноза населения Франции по состоянию на 1 января 1960 г.[1].

[1] См., например, Évolution naturelle de la population française jusqu'en 1975. Notes et documents, Population, № 3, juillet-septembre 1958.

Мы получаем в этой таблице цифру 784 800 рождений, ожидаемых в 1960 г. Если считать, что из вероятностей табл. 1 можно вывести перспективы рождаемости и для последующих лет (при правильном выборе вероятностей здесь можно говорить о предвидении), то для каждого года нужно вновь применять к перспективным числам доживших соответствующие перспективные вероятности.

ТАБЛИЦА 1. ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВЫ РОЖДАЕМОСТИ НА 1960 Г.

Возраст в исполнившихся годах на 1/I 1960 г.	Женское население (в тысячах)	Перспективная вероятность рождения (на 1000)	Число рождений в тысячах	Возраст в исполнившихся годах на 1/I 1960 г.	Женское население (в тысячах)	Перспективная вероятность рождения (на 1000)	Число рождений в тысячах	Возраст в исполнившихся годах на 1/I 1960 г.	Женское население (в тысячах)	Перспективная вероятность рождения (на 1000)	Число рождений в тысячах
15	288,6	4	1,2	26	304,6	170	51,8	37	322,6	45	14,5
16	287,6	12	3,5	27	318,6	156	49,7	38	337,5	37	12,5
17	265,8	30	8,0	28	321,7	142	45,7	39	342,3	30	10,3
18	243,0	59	14,3	29	328,0	128	42,0	40	207,8	23	4,8
19	257,1	96	24,7	30	311,8	116	36,2	41	187,1	17	3,2
20	284,0	134	38,1	31	315,7	108	34,1	42	165,6	11	1,8
21	285,8	167	47,7	32	313,6	93	29,2	43	157,0	7	1,1
22	287,9	186	53,5	33	320,6	83	26,6	44	194,3	4	0,8
23	293,4	192	56,3	34	321,6	73	23,5	45	296,4	2	0,6
24	296,4	190	56,3	35	317,0	63	20,0	46	298,4	1	0,3
25	306,2	180	55,1	36	321,3	54	17,4				
								15—46			784,8

Очень часто, если мы решим определять перспективы рождаемости исходя из возрастных коэффициентов плодовитости, мы не будем располагать данными, позволяющими правильно исчислить вероятности рождения за прошлый период. В этом случае проблема приобретает другой вид.

Можно попытаться определить эти вероятности для будущего исходя из других показателей, однако такие расчеты неизбежно будут носить приблизительный характер, причем придется пользоваться различными данными, имеющимися в нашем распоряжении. Или же можно будет непосредственно пользоваться другими возрастными коэффициентами плодовитости.

Довольно часто при исчислении перспектив рождаемости применяют непосредственно возрастные коэффициенты плодовитости, которые являются обычными характеристиками уровня возрастной плодовитости. Нужно только заботиться о том, чтобы эти коэффициенты применялись к соответствующим средним численностям женщин [1].

В некоторых случаях возможны несложные преобразования исходных данных, позволяющие заменить возрастные коэффициенты более адэкватными показателями. Приведем один пример.

Перед нами стоит задача установить перспективы рождаемости при неизменной плодовитости в слаборазвитой стране, которая располагает лишь зачатками статистических сведений. Коэффициент рождаемости оценивается приблизительно в 50 на 1000. За отсутствием возрастных коэффициентов плодовитости можно подумать о применении соответствующих коэффициентов какой-либо другой страны, имеющей хорошую статистику, в которой коэффициент рождаемости близок к 50 на 1000. Приблизительно такой показатель имел Тайвань в 1951 г. ($n = 49{,}9$ на 1000). Приведем коэффициенты плодовитости для этой страны.

Посмотрим, как применить этот ряд для определения перспектив рождаемости по пятилетним периодам.

ТАБЛИЦА 2. ТАЙВАНЬ. 1951 Г. КОЭФФИЦИЕНТ ОБЩЕЙ ПЛОДОВИТОСТИ (на 1000)

Возрастные группы	Коэффициенты
15—19	68
20—24	287
25—29	350
30—34	311
35—39	226
40—44	132
45—49	34

В этой таблице годовые (т. е. относящиеся к периоду в 1 год) коэффициенты отнесены к пятилетним возрастным группам. Умножая каждый из них на 5, мы получаем пятилетние коэффициенты, которые вписываются в диаграмму Лексиса, как это показано на рис. 103а [2].

Исходя из предположения, что рождения равномерно распределяются между двумя группами пяти поколений, которые

[1] Расчеты, основанные на средних численностях женщин, менее точны, чем расчет по поколениям или по группам поколений, но неопределенность, которая всегда в той или иной мере присуща перспективным расчетам рождаемости, оправдывает даже самое небольшое уточнение в проведении этого расчета.

[2] Результаты умножения 287 на 5 и 311 на 5 были округлены соответственно до 1440 и 1560.

относятся к одному квадрату на рис. 103а, мы получаем рис. 103б. Естественно, что такая простая гипотеза вносит некоторые искажения. Но, поскольку мы имеем в виду перегруппировать поколения на рис. 103 и учитывая, почему мы были вынуждены

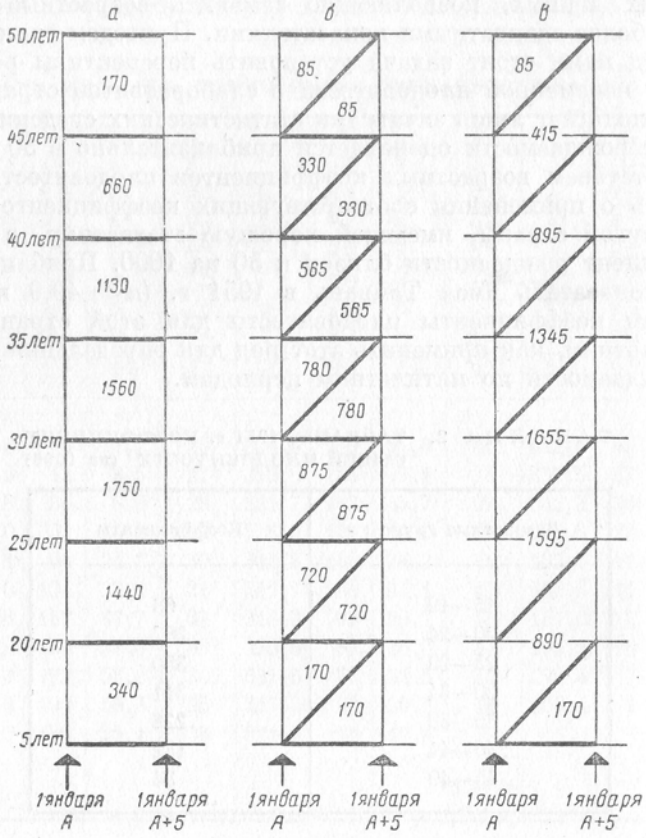

Рис. 103.

выбрать коэффициенты Тайваня, нетрудно допустить, что коэффициенты поколений, получаемые таким способом, окажутся пригодными для определения перспектив рождаемости в стране, о которой известно, что ее коэффициент рождаемости, грубо говоря, составляет около 50 на 1000.

Подробные данные о выполненном расчете даны в табл. 3.

В левой части этой таблицы приведены численности женского населения по пятилетним возрастным группам на 1 января года (A) (исходная дата перспектив), на 1 января года ($A + 5$), на 1 января года ($A + 10$) и на 1 января года ($A + 15$); мы имеем здесь дело с классическим расчетом числа доживших. Но мы не можем

ТАБЛИЦА 3. ПЕРСПЕКТИВЫ РОЖДАЕМОСТИ, ОПРЕДЕЛЕННЫЕ С ПОМОЩЬЮ КОЭФФИЦИЕНТА ПЛОДОВИТОСТИ ПО ГРУППАМ ПОКОЛЕНИЙ

Возраст в исполнившихся годах	Численность женского населения				Пятилетний коэффициент плодовитости по пятилетним группам поколений		Периоды					
	на 1 января года A	на 1 января года (A+5)	на 1 января года (A+10)	на 1 января года (A+15)	возраст, достигнутый совокупностью женщин в данной группе	коэффициент (на 1000)	(A, A+5) средняя численность женщин	(A, A+5) число рождений	(A+5, A+10) средняя численность женщин	(A+5, A+10) число рождений	(A+10, A+15) средняя численность женщин	(A+10, A+15) число рождений
0—4	18 250											
5—9	14 520	15 950										
10—14	12 280	13 720	15 190									
15—19	10 530	11 760	13 200	14 670	15	170	12 020	2 043	13 460	2 288	14 930	2 538
20—24	9 040	9 950	11 170	12 600	20	890	10 240	9 114	11 465	10 204	12 900	11 481
25—29	7 720	8 430	9 330	10 540	25	1 595	8 735	13 932	9 640	15 376	10 855	17 314
30—34	6 520	7 140	7 860	8 750	30	1 655	7 430	12 297	8 145	13 480	9 040	14 961
35—39	5 430	6 000	6 610	7 330	35	1 345	6 260	8 420	6 875	9 247	7 595	10 215
40—44	4 440	4 940	5 510	6 110	40	895	5 185	4 641	5 755	5 151	6 360	5 692
45—49	3 560	3 970	4 460	5 050	45	415	4 205	1 745	4 700	1 951	5 280	2 191
50—54	2 750	3 110	3 500	3 960	50	85	3 335	283	3 735	317	4 210	358
								52 475		58 374		64 750

предвидеть численность женщин в возрасте, когда они способны к деторождению, за пределами последней даты 1 января года $(A + 15)$ без того, чтобы не включить некоторые результаты перспектив рождаемости, которые мы здесь хотим предвидеть.

Применение возрастных коэффициентов плодовитости допустимо во многих перспективных расчетах, когда гипотезы, касающиеся отношения к деторождению, могут быть преобразованы с достаточной точностью при помощи таких показателей. В тех случаях, когда это не так, вообще говоря, следует различать брачные рождения и внебрачные рождения и сосредоточивать все усилия на предвидении первых. Но тогда необходимо предварительно определить перспективы заключения браков.

Перспективы брачности

Исчисления перспектив заключения браков основаны на довольно грубых методах; в частности, эти исчисления ведутся в отношении одного пола. Поэтому они не в состоянии учитывать тех изменений, которые могут произойти в будущем в соотношении численностей мужских и женских поколений, между которыми возможно заключение браков. А между тем мы знаем, какое влияние оказывает на брачность соотношение числа лиц мужского и женского пола, могущих вступать в брак.

Наиболее распространенный прием состоит в том, что в каждом поколении для одного определенного пола (например, для женского) определяется пропорция новобрачных для каждого возраста и эти пропорции распространяются на будущие численности [1] соответствующих возрастных контингентов женщин. Однако эти пропорции могут изменяться во времени. Трудно выставить какую-либо обоснованную гипотезу о вероятностях изменения их в будущем. Поэтому обычно выбирают постоянные удельные веса, стараясь определить их в рассматриваемой стране в период стабильного уровня брачности.

Так, например, рассматривая брачность женщин во Франции в 1955 г. как репрезентативную для стабильной ситуации, не нарушаемой ни отсрочками, ни перенесениями сроков из-за войн и экономических кризисов, мы для характеристики этой брачности получаем пропорции, приведенные в табл. 4.

Применяя эти пропорции к оценке женского населения Франции на 1 января 1960 г., получаем для 1960 г. цифру 292 403 брака для женщин в возрасте до 50 лет (табл. 5). Чтобы учесть также

[1] Здесь не имеются в виду подлинные вероятности, которые должны были бы исчисляться путем сопоставления числа новобрачных только с численностью незамужних женщин. Из таких вероятностей было бы трудно получить материалы для перспективных расчетов, так как применение подобных вероятностей предполагает, что исследователь имеет распределение населения по семейному положению или как минимум разграничение населения на состоящих в браке и не состоящих в браке.

и браки, в которых женщине более 50 лет, надлежит увеличить предыдущую цифру округленно на 3%, так как во Франции

ТАБЛИЦА 4. ФРАНЦИЯ. ПРОПОРЦИЯ НОВОБРАЧНЫХ В ГРУППАХ ПОКОЛЕНИЙ в 1955 г.

Возраст *	Женское население на 1 января (в тысячах)	Число новобрачных в 1955 г.	Пропорция (на 10 000)
15—19	1383,9	44 440	321
20—24	1521,2	159 230	1 047
25—29	1570,1	57 607	367
30—34	1609,4	20 745	129
35—39	1053,5	8 421	80
40—44	1382,0	6 902	50
45—49	1520,0	5 675	37

* Здесь имеются в виду возрасты, достигнутые в течение 1955 г.; следовательно, здесь группы — это группы поколений.

обычная пропорция браков, в которых женщине более 50 лет, составляет около 3%. Округляя цифру, мы получаем для 1960 г. 301 000 браков.

ТАБЛИЦА 5. ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВНЫЕ РАСЧЕТЫ ЧИСЛА ЗАКЛЮЧЕННЫХ БРАКОВ в 1960 г.

Возраст	Женское население на 1 января 1960 г. (в тысячах)	Доля новобрачных (на 10 000)	Число новобрачных
15—19	1380,5	321	44 314
20—24	1408,2	1 047	147 439
25—29	1547,7	367	56 793
30—34	1589,7	129	20 507
35—39	1620,0	80	12 960
40—44	1059,8	50	5 299
45—49	1376,0	37	5 091
15—49			292 403

Можно было бы подумать о применении такого же метода и к мужскому полу. Если бы численности новобрачных в обоих случаях были равны, то этот способ оправдал бы себя. Но в дей-

ТАБЛИЦА 6. ФРАНЦИЯ. ПРЕДВИДЕНИЕ ЧИСЛА БРАКОВ (в тысячах)

	1960 г.	1965 г.	1970 г.	1975 г.
Предвидение, исходящее				
из брачности мужчин	314	301	352	385
из брачности женщин	301	314	378	391
Средняя	307,5	307,5	365	388

ствительности расхождения иногда бывают довольно значительными (см. табл. 6) [1].

В этих случаях можно рекомендовать арифметическую среднюю из двух результатов.

Мы видим неопределенность, с которой связаны перспективные расчеты этого рода [2]. От таких расчетов нельзя ожидать чего-нибудь большего, чем указания на общее движение ежегодного числа браков в сопоставлениях с изменением численности населения в брачном возрасте.

Может показаться, что основывать перспективы рождаемости на такой базе несколько рискованно. Но не следует забывать, что основная часть рождений, которые будут наблюдаться в недалеком будущем, произойдет от браков, которые уже были заключены к исходному моменту исчисления перспектив рождаемости. С другой стороны, расхождения, возникающие в результате того, что исчисления делаются отдельно по каждому полу, еще не означают, что будут наблюдаться столь же значительные отклонения от действительности, тем более, что может иметь место компенсация между отдельными годами.

На основе этих замечаний мы не можем сделать других шагов, если не сопоставим предвидения, сделанные в прошлом, с наблюдаемыми впоследствии реальными показателями. В табл. 7 дается сравнение этих двух рядов данных для Франции; перспективы брачности на 1955—1959 гг. исчислены в 1954 г. исходя из женской брачности в 1930—1932 гг. При этом помимо длительного пребывания многих мужчин в армии и призывов в армию (факторы, которые помешали многим бракам или отсрочили их заключение) происходила значительная иммиграция во Францию, которая могла оказывать значительное влияние на брачность [1]. В целом за период с 1955 по 1959 г. нарастающий итог расхождений между цифрами прогнозов и фактическими цифрами составляет +53 000, т. е. не более 3,4% фактической цифры браков, заключенных в течение этого промежутка времени. Между тем браки, заключенные в течение этих пяти лет, дают приблизительно 50% всех брачных рождений в 1959 г. Иначе говоря, неопределенность в предвидении числа браков при довольно неблагоприятных обстоятельствах влечет за собой при предвидении брачных рождений за пять лет ошибку несколько более чем в 1,5%.

[1] Нужно заметить, что в 1970 г., когда расхождение будет наиболее значительным, влияние перехода «демографической волны» в возрасты, имеющие наиболее высокую брачность, сыграет важную роль (неравенство численности лиц, могущих вступить в брак, представленных в молодых группах).

[2] Однако можно ожидать большей точности от исчисления, которое проводилось бы по годам возраста, так как измерения и предвидение брачности по совокупностям пятилетних групп могут испытать влияние искажений, если мы имеем дело с поколениями, у которых брачность сильно варьирует от одного возраста к другому (например, у женщин между 15 и 30 годами) в связи со значительными неравенствами, которые могут существовать между численностями соседних поколений.

ТАБЛИЦА 7. ФРАНЦИЯ. СОПОСТАВЛЕНИЕ ЧИСЛА ПРЕДВИДЕННЫХ БРАКОВ И ЧИСЛА ФАКТИЧЕСКИ ЗАКЛЮЧЕННЫХ БРАКОВ (в тысячах)

	1955 г.	1956 г.	1957 г.	1958 г.	1959 г.
Число предвиденных браков	307	305	300	294	288
Число фактических браков	313	293	311	312	321
Расхождение (+ и —)	+6	—12	+11	+16	+33
Нарастающий итог расхождений	+6	—6	+5	+21	+54

Перспективы брачных рождений в зависимости от продолжительности брака

Такие перспективы рассчитывают на основе коэффициента плодовитости по продолжительности брака. Ввиду того что эти перспективы касаются различных календарных лет, продолжительность браков в данном случае измеряется разностью лет.

Коэффициенты определяются в отношении исходного числа браков, учитываемых в момент их заключения. Поэтому с точки зрения техники расчетов задача здесь состоит в том, чтобы умножить браки одного года на меняющиеся из года в год коэффициенты и вслед за тем суммировать все выведенные таким способом числа рождений, относящиеся к одному и тому же календарному году. Этот способ наталкивает нас на ту практическую форму изображения расчетов, которая дана в табл. 8а.

В этой таблице коэффициенты остаются постоянными, вследствие чего один и тот же ряд коэффициентов применим для всех

[1] Напомним, что при этом определении перспектив миграционные движения населения остаются вне сферы нашего внимания.

АБЛИЦА 8а. ФРАНЦИЯ. ПРОГНОЗ БУДУЩЕЙ ЧИСЛЕННОСТИ РОДИВШИХСЯ В БРАКЕ на 1955—1960 гг.

Браки		Коэффициент плодовитости (на 1000)	Предполагаемое число рождений (в тысячах)					
годы	число в тысячах		1955 г.	1956 г.	1957 г.	1958 г.	1959 г.	1960 г.
Предполагаемые браки								
1960	283							36,8
1959	288						37,4	121,5
1958	294					38,2	124,1	78,2
1957	300				39,0	126,6	79,8	68,1
1956	305			39,7	128,7	81,1	69,2	59,2
1955	307	130	39,9	129,6	81,7	69,7	59,6	51,3
Фактические браки								
1954	314,4	422	132,7	83,6	71,4	61,0	52,5	47,5
1953	308,4	266	82,0	70,0	59,8	51,5	46,6	38,9
1952	313,9	227	71,3	60,9	52,4	47,4	39,6	35,2
1951	319,7	194	62,0	53,4	48,3	40,3	35,8	30,4
1950	331,1	167	55,3	50,0	41,7	37,1	31,5	26,8
1949	341,1	151	51,5	43,0	38,2	32,4	27,6	23,2
1948	370,8	126	46,7	41,5	35,2	30,0	25,2	21,1
1947	427,1	112	47,8	40,6	34,6	29,0	24,3	20,9
1946	516,9	95	49,1	41,9	35,1	29,5	25,3	21,7
1945	393	81	31,8	26,7	22,4	19,3	16,5	14,1
1944	205	68	13,9	11,7	10,0	8,6	7,4	6,2
1943	219	57	12,5	10,7	9,2	7,9	6,6	5,5
1942	267	49	13,1	11,2	9,6	8,0	6,7	5,3
1941	226	42	9,5	8,1	6,8	5,7	4,5	3,6
1940	177	36	6,4	5,3	4,4	3,5	2,8	2,1
1939	258,4	30	7,8	6,5	5,2	4,1	3,1	2,6
1938	273,9	25	6,8	5,5	4,4	3,3	2,7	1,9
1937	274,5	20	5,5	4,4	3,3	2,7	1,9	1,1
1936	279,9	16	4,5	3,4	2,8	2,0	1,1	0,6
1935	284,9	12	3,4	2,8	2,0	1,1	0,6	0,3
1934	298,5	10	3,0	2,1	1,2	0,6	0,3	—
1933	315,7	7	2,2	1,3	0,6	0,3	—	—
1932	315,0	4	1,3	0,6	0,3	—	—	—
1931	326,7	2	0,7	0,3	—	—	—	—
1930	342,1	1	0,3	—	—	—	—	—
		2350	761,0	754,8	748,3	740,9	732,7	724,1

6 лет. Достаточно регулярно сдвигать каждый год этого ряда на одну строчку вверх, чтобы каждый раз получать коэффициенты, относящиеся к соответствующим цифрам браков. Конечно, вполне достаточно, если этот сдвиг выполняется в уме[1].

Сумма коэффициентов плодовитости дает потомство, равное 2350 детей (родившихся живыми) на 1000 браков. Именно на основании такой гипотезы от начала и до конца велось определение будущего числа родившихся.

Можно идти и другим путем: определять перспективы этого рода на основе переменных коэффициентов, получая численность конечного потомства (или среднее число детей, родившихся живыми, на 1000 браков), также в виде переменной величины. Можно было бы зафиксировать прогрессирующее снижение, которое привело бы от 2350 детей в 1955 г. к 2300 детей в 1960 г. Однако понятно, что это понижение всей совокупности может быть результатом снижения различных коэффициентов и за различные периоды и поэтому для исчисления перспектив недостаточно знать потомство за 1956, за 1957 гг. и т. д.

Допуская, что понижение всей совокупности является результатом весьма сходных между собой снижений за каждый период в отдельности, достаточно применить тройное правило к результатам табл. 8а, чтобы получить перспективы, вытекающие из потомства за 1956 г.—2340 детей, за 1957 г.—2330 детей и т. д. Именно это и сделано в табл. 8б.

Допустим теперь, что для различных конечных потомств распределение рождений между различными периодами идентичны[2].

Таким образом, если это фактически и не вполне так, то мы замечаем, что для одной страны для двух смежных и для мало различающихся друг от друга конечных потомств такая гипотеза приемлема: она позволяет получить технически простое решение для большей части перспективных расчетов при меняющейся плодовитости, исчисленной на основе коэффициентов плодовитости по продолжительности брака.

Конечно, при особых обстоятельствах можно также применять ряды коэффициентов, меняющихся из года в год и не соответствующих одному и тому же распределению по продолжительности брака.

---

[1] Все цифры браков, естественно, относятся к территории, по которой делается прогноз рождаемости. Это потребовало внесения поправок в данные за период 1940—1945 гг., так как зарегистрированные числа рождений за эти годы не охватывали все 90 департаментов Франции. Заметим также, что не возникают никакие неудобства, если мы учитываем лишь те браки, в которых возраст женщин ограничен пределами от 15 до 49 лет, так как только в этих возрастах женщины способны к рождению детей. Но при этом следовало бы применять и коэффициент плодовитости, исчисленный для тех же возрастов.

[2] Читатель может заметить, что, хотя наша терминология здесь заимствована из продольного анализа, фактически речь идет о поперечном анализе.

ТАБЛИЦА 8б. ФРАНЦИЯ. ПРОГНОЗ ЧИСЛА РОЖДЕНИЙ В БРАКЕ на 1955—1960 гг.

	Предполагаемое число рождений (в тысячах)					
	1955 г.	1956 г.	1957 г.	1958 г.	1959 г.	1960 г.
Число рождений при 2350 детях на 1000 браков	761,0	754,8	748,3	740,9	732,7	724,1
Потомство от 1000 браков (число детей) . .	2 350	2 340	2 330	2 320	2 310	2 300
Соответствующие числа родившихся в браке	761,0	751,6	741,9	731,4	720,2	708,7

Полезно отметить, что если мы допускаем неизменное во времени распределение рождений по продолжительности брака, то исчисление будущего числа рождений по существу сводится к сопоставлению средних взвешенных для еще плодовитых браков, причем в дальнейшем эта средняя умножается на окончательную численность потомства. Поскольку согласно табл. 8а и 8б число брачных рождений за 1960 г. при гипотезе, что среднее число детей на 1000 браков равно 2300, вытекает из следующего расчета:

$$2300 \times \left[283 \times \frac{130}{2350} + 288 \times \frac{422}{2350} + 294 \times \frac{266}{2350} + 300 \times \frac{227}{2350} + \ldots \right],$$

то коэффициенты для взвешивания

$$\frac{130}{2350} = 57 \text{ на } 1000; \quad \frac{422}{2350} = 183 \text{ на } 1000;$$

$$\frac{266}{2350} = 116 \text{ на } 1000; \quad \frac{227}{2350} = 99 \text{ на } 1000$$

дают представление о том, как распределяются 1000 брачных рождений по продолжительности брака:

57 с продолжительностью 0 лет (разность календарных годов)
183 » 1 год »
116 » 2 года »
99 » 3 года »

и т. д.

Мы находим среднюю взвешенную числа браков — 308,100; к этим 308,1 тыс. браков относим потомство, составляющее 2300 детей на 1000 браков, или в среднем 2,3 ребенка на 1 брак.

Этот процесс весьма схож с тем, который применяется для прогноза числа родившихся по очередности рождений.

Расчет будущего числа родившихся в браке на основе очередности рождений

Эти перспективы устанавливаются последовательными этапами, причем перспективы рождений ряда $(n+1)$ могут быть исчислены лишь после того, как будут исчислены перспективы рождений ряда (n).

Рождения первенцев

Произведем последовательное преобразование расчета, примененного в табл. 8а, подставляя вместо коэффициента плодовитости (всех порядковых номеров рождений) по продолжительности брака коэффициент плодовитости по продолжительности брака, относящийся только к первенцам. Эти коэффициенты, фигурирующие в табл. 9, вытекают из расчетов в табл. 17 (см. стр. 224), которые соответствуют французской ситуации в 1956 г. [1].

Таким образом, прилагая этот ряд к текущим бракам (каждый раз мы сохраняли 16 брачных когорт), мы приходим к прогнозам, представленным в табл. 9 [2].

Мы уже заметили при перспективных расчетах в табл. 8а и 8б, что величина ряда коэффициентов плодовитости по продолжительности брака эквивалентна величине конечного потомства и распределению 1000 рождений по продолжительности брака. То же самое наблюдается и здесь. Чтобы восстановить ряд коэффициентов плодовитости табл. 9, достаточно знать, что 1000 браков приводят к 826 рождениям первенцев и что если произошло рождение 100 первенцев, то они распределяются следующим образом [3]:

16 с продолжительностью брака 0 лет
46 » 1 год
16 » 2 года
8 » 3 года
4 » 4 года
3 » 5 лет
2 » 6 лет

[1] Между этими двумя рядами имеются небольшие расхождения, так как в табл. 9 имеются округления и сокращения, которым подвергались показатели табл. 17. Читатель заметит также, что коэффициент при продолжительности брака 0 лет в табл. 9 (относящийся только к первенцам) составляет 132 на 1000 и превышает коэффициент с продолжительностью брака 0 лет в табл. 8а (хотя этот коэффициент относится ко всем рождениям). Эта кажущаяся аномалия возникает потому, что в первом и во втором случаях изучается не один и тот же год.

[2] Пример, конечно, имеет чисто иллюстративное значение, так как практически не может возникнуть вопрос о том, чтобы определять перспективы на 1954 г. исходя из коэффициента плодовитости 1956 г.

[3] Это распределение выведено из коэффициентов табл. 9 после некоторых округлений, связанных с тем, что исключено небольшое количество браков с продолжительностью 12 лет и более.

1	с продолжительностью брака	7 лет
1	»	8 лет
1	»	9 лет
1	»	10 лет
1	»	11 лет [1]

Имея эти данные, мы приходим к расчетам, приведенным в табл. 9.

Рождения вторых, третьих и т. д. детей

Этот вопрос приобретает особое значение при исчислении перспектив рождений вторых, третьих и т. д. детей. Существующие статистические данные, вообще говоря, не позволяют исчислять коэффициенты плодовитости по рождениям второй и более высокой очередности [2]. Можно просто определять с помощью косвенных методов частоту рождения ребенка с порядковым номером $(n+1)$ в когортах [3], уже достигших величин n (вероятность увеличения). Эта частота не что иное, как сумма коэффициентов плодовитости рассматриваемого ряда (например, 826 на 1000 в табл. 9). Нам недостает только знания распределения рождений порядка $(n+1)$ по промежуткам времени, протекшим после рождений n (согласно анализу, которому мы подвергли расчеты в табл. 9), чтобы произвести перспективное исчисление числа родившихся.

Распределения, которыми мы должны здесь пользоваться,— это те же распределения, которыми мы уже пользовались с помощью косвенных методов для исчисления вероятности увеличения. То, что было сказано там (см. стр. 225) о способе выбора соответствующего типа интервала между рождениями, полностью остается в силе и здесь. С другой стороны, существует некоторая аналогия между методом расчета, имеющим своей целью определение вероятностей прироста за данный период, и исчислениями, определяющими перспективы числа рождений по очередности.

[1] Мы еще раз заимствуем терминологию «продольного» анализа, хотя по существу речь идет о «поперечном». Однако допустить, как мы это сделаем в дальнейшем, что «поперечное» описание практически неизменно во времени, это значит считать, что распределения рождений одинаковы независимо от того, о какой когорте идет речь, и подобны описаниям, которые дает поперечный анализ.

[2] В некоторых случаях невозможно исчислять коэффициенты плодовитости для рождений 1-го ряда. Это происходит в тех случаях, когда мы не располагаем статистическими данными о рождениях первенцев по продолжительности брака. Нельзя выводить коэффициенты для определения перспектив несуществующих ретроспективных рядов. В этом случае замечания, которые последуют ниже, относятся к перспективным расчетам рождений первенцев.

[3] В данном случае речь идет о фиктивных когортах, так как мы исходим из поперечного анализа.

ТАБЛИЦА 9. ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ ЧИСЛА РОЖДЕНИЙ ПЕРВЕНЦЕВ на 1955—1960 гг.

Браки		Коэффициент плодовитости по первенцам (на 1000)	Число родившихся первенцев (в тысячах)					
годы	число в тысячах		1955 г.	1956 г.	1957 г.	1958 г.	1959 г.	1960 г.
Предполагаемые браки								
1960	283							37,3
1959	288						38,0	110,3
1958	294					38,8	112,6	40,0
1957	300				39,6	114,9	40,8	18,6
1956	305			40,3	116,8	41,5	18,9	11,3
1955	307	132	40,5	117,6	41,8	19,0	11,4	7,7
Фактические браки								
1954	314,4	383	120,4	42,8	19,5	11,6	7,9	5,0
1953	308,4	136	41,9	19,1	11,4	7,7	4,9	3,1
1952	313,9	62	19,5	11,6	7,8	5,0	3,1	2,2
1951	319,7	37	11,8	8,0	5,1	3,2	2,2	1,6
1950	331,1	25	8,3	5,3	3,3	2,3	1,7	1,3
1949	341,1	16	5,5	3,4	2,4	1,7	1,4	1,0
1948	370,8	10	3,7	2,6	1,9	1,5	1,1	0,7
1947	427,1	7	3,0	2,1	1,7	1,3	0,9	0,9
1946	516,9	5	2,6	2,1	1,6	1,0	1,0	0,5
1945	393	4	1,6	1,2	0,8	0,8	0,4	0,4
1944	205	3	0,6	0,4	0,4	0,2	0,2	
1943	219	2	0,4	0,4	0,2	0,2		
1942	267	2	0,5	0,3	0,3			
1941	226	1	0,2	0,2				
1940	177	1	0,2					
		826	260,7	257,4	254,6	250,7	246,5	241,9

Типы возможных промежутков времени между рождениями даны в таблице, помещенной в приложении к книге (стр. 443).

В качестве примера поставим перед собой задачу исчислить число рождений вторых детей во Франции. Применим для этой цели интервалы между рождениями во Франции в 1907 г. [1]. Эти исчисления представлены в табл. 10; по своей структуре эта таблица аналогична табл. 9. В ней пользовались уже не коэффициентами плодовитости, а коэффициентами взвешивания (веса).

[1] Точнее говоря, интервал, взятый из обследования государственных служащих и рабочих, проведенного во Франции в 1907 г.

Различные средние взвешенные рождений первенцев умножаются на показатель вероятности прироста a_1, принятый для этих перспектив. В данном случае $a_1 = 0{,}750$ [1].

Совокупность родившихся живыми

В конечном итоге, перспективное число живых брачных рождений является результатом суммирования соответствующих чисел

ТАБЛИЦА 10. ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ ЧИСЛА ВТОРЫХ ДЕТЕЙ В ТЕЧЕНИЕ 1955—1960 гг.

Рождения первенцев		Веса	Перспективы рождений вторых детей (в тысячах)					
годы	число рождений в тысячах		1955 г.	1956 г.	1957 г.	1958 г.	1959 г.	1960 г.
		Будущее число рождений						
1960	241,9							4,8
1959	246,5						4,9	54,2
1958	250,7					5,0	55,2	82,7
1957	254,6				5,1	56,0	84,0	40,7
1956	257,4			5,1	56,6	84,9	41,2	23,2
1955	260,7	2	5,2	57,3	86,0	41,7	23,5	15,6
		Фактическое число рождений						
1954	243,0	22	53,5	80,2	38,9	21,9	14,6	9,7
1953	242,7	33	80,1	38,8	21,8	14,6	9,7	7,3
1952	247,5	16	39,6	22,3	14,8	9,9	7,4	5,0
1951	254,2	9	22,9	15,3	10,2	7,6	5,1	5,1
1950	276,3	6	16,6	11,1	8,3	5,5	5,5	2,8
1949	299,1	4	12,0	9,0	6,0	6,0	3,0	
1948	333,1	3	9,9	6,7	6,7	3,3		
1947	366,2	2	7,3	7,3	3,7			
1946	314,6	2	6,3	3,1				
1945	203,4	1	2,0					
Средняя взвешенная рождений первенцев . . .			255,4	256,2	258,1	256,4	254,1	251,1
Средняя взвешенная $\times a_1$ (0,750)			191,6	192,2	193,6	192,3	190,6	188,3

рождений всех очередностей [2]. Практически обычно ограничиваются исчислением для 7,8 или даже 9. Причем совокупность

[1] a_1 само по себе постоянно, но ничто не мешает нам изменить вероятности увеличения во времени.

[2] При некоторых обстоятельствах можно рекомендовать находить перспективное число рождений по очередности с помощью показателей вероятности увеличения, меняющейся во времени.

рождений высших порядков определяется в целом с помощью метода суммирования. Неточность, которая возникает при этом, совершенно незначительна; достаточно сказать, что, например, во Франции рождения с порядковым номером, превышающим 3, не составляют даже 1% от общего количества рождений в браке.

Если мы хотим получить перспективный расчет числа рождений для всей совокупности родившихся (как в браке, так и вне брака), то к цифрам брачных рождений следует применить процент, обычно мало изменяющийся на протяжении коротких периодов времени, и таким образом получить число внебрачных рождений [1]. Разумеется, это замечание равным образом относится и к тем случаям, когда перспективное число брачных рождений исчисляется на основе коэффициентов плодовитости по продолжительности брака.

Выбор методов и гипотез

Существование множества методов расчетов перспектив числа рождений ставит вопрос о выборе методов и гипотез в соответствии с особенностями поставленной задачи.

Один из примеров применения коэффициента плодовитости по возрасту

Наиболее принято применение общего коэффициента плодовитости по возрасту [2]. Первоначально перспективное число рождений определялось именно этим способом. В дальнейшем мы рассмотрим один пример, когда применение указанного метода нецелесообразно. Все же этот метод остается удовлетворительным при различных обстоятельствах, например когда структуры населения не подвергаются существенным изменениям, а уровень плодовитости достаточно стабилен. Он может быть применен также и для перспективных расчетов, если они не требуют особой точности.

Мы уже видели выше, как следует действовать при выборе коэффициентов плодовитости по пятилетним возрастным группам, чтобы определять перспективы рождаемости для страны, где коэффициент рождаемости может быть оценен приблизительно в 50 на 1000 (см. стр. 395). В данном случае речь идет о перспективном расчете, основанном на неизменном уровне плодовитости.

В качестве примера поставим перед собой задачу установить для этой же страны перспективное число родившихся, но при

[1] В настоящее время во Франции процент внебрачных рождений составляет около 6,5.

[2] Или каких-либо других показателей плодовитости по возрасту, наиболее пригодных для исчисления перспектив, например вероятностей рождения ребенка.

понижающемся уровне плодовитости. Перед нами типичный случай, когда перспективные исчисления не претендуют на прогноз, а только стремятся сделать выводы о состоянии населения при наличии изменения желаемого размера семьи. Конечно, степень этого изменения должна быть соответствующим образом установлена. Речь может идти о крайних ситуациях или, напротив, о «средних», наиболее правдоподобных, ситуациях. Рассмотрим этот вопрос более подробно.

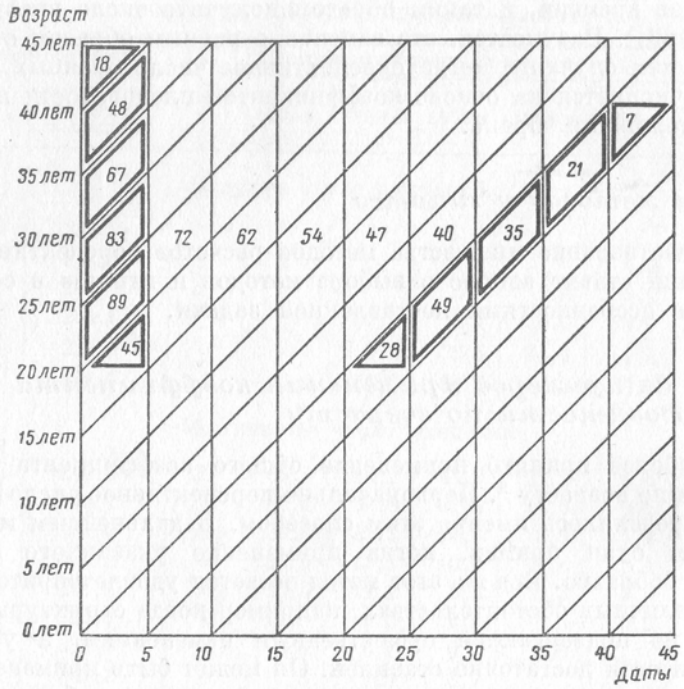

Рис. 104.

Нетрудно представить себе, какое внимание уделяется результатам снижения плодовитости. Необходимо тщательно следить за движением возрастных коэффициентов плодовитости на различные даты, которые вносят ясность в эти гипотезы и уточняют их. Поэтому необходимо определять степень понижения и уровень стабилизации.

Рис. 104 изображает систему допустимых гипотез. Напомним, что в качестве исходного момента валовой коэффициент воспроизводства R принят равным 3,5 (что соответствует приблизительно 7 живым рождениям на 1 женщину). Коэффициенты, изображенные на рис. 104, отражают рождения девочек за 5 лет в пятилетней возрастной группе женщин [1]. Уровень стабилизации принят такой, какой соответствует строгому замещению в группе поколений (иначе говоря, чистый коэффициент воспроизводства $R_0 = 1$), причем первая группа, характеризующаяся указанным отношением к деторождению, является пятилетней группой, которая должна появиться на свет в течение первых пяти лет.

При наличии данных о принятой эволюции смертности [2] для получения чистого коэффициента необходимо, чтобы валовой коэффициент R в группе рассматриваемых поколений достиг значения в 1,4. Если эти исходные и конечные уровни установлены, то для получения промежуточных коэффициентов плодовитости нужна только интерполяция. На рис. 104 эти интерполированные коэффициенты отнесены к возрастной группе, а именно к группе 25—29 лет (в исполнившихся годах), в начале каждого пятилетнего периода.

Вся эта конструкция в целом, разумеется, оставляет место для довольно произвольных решений как в отношении уровня стабилизации ($R_0 = 1$), так и в вопросе о том, какие поколения первыми достигают этого уровня [3].

И, наконец, в вопросе о методе интерполяции. Заметим, что в масштабах целой страны чистый коэффициент воспроизводства лишь очень редко долго находится на уровне менее единицы. Распределение родившихся по возрасту матери при $R_0 = 1$ заимствовано из распределения в странах полного регулирования рождаемости, где только лишь обеспечена замена поколения. Понижение плодовитости с возрастом, являющееся результатом наших интерполяций, тем более значительно, чем старше женщина, что хорошо согласуется с характером эволюции населения, начинающего применять противозачаточные средства. Наконец, мы считали более правильным ожидать, что все население регулирует рождаемость лишь в тех поколениях, которых еще не существовало в исходном периоде перспективных расчетов, иначе говоря, в эпоху, когда в совокупности населения преобладали еще условия естественной плодовитости.

Конечно, можно представить себе и другие методы, пригодные для выполнения перспективных исчислений этого рода.

---

[1] Их сумма за данный период или для данного поколения представляет собой (при условии соответствующего передвижения запятой) валовой коэффициент воспроизводства за данный период или для данного поколения.

[2] Эта эволюция грубо может быть охарактеризована как переход в течение 100 лет от средней продолжительности жизни в 43,9 года к средней продолжительности жизни в 70,3 года.

[3] Заметим, что этот уровень, определяемый чистым коэффициентом воспроизводства, равным 1, не определяет уровня чистой плодовитости, но связывает плодовитость и смертность; в дальнейшем смертность продолжает снижаться и плодовитость также будет снижаться; валовой коэффициент будет неизменно приближаться к единице по мере того, как будет повышаться показатель средней продолжительности жизни.

Здесь мы только даем иллюстрацию того, что может быть сделано путем применения показателей возрастной плодовитости. Эти показатели достаточно общие и их применение особенно удобно для исчислений перспектив в этой области, так как они хорошо «приспособляются» как к неточности исходных данных, так и к неизбежному элементу произвольности, с которым всегда связано принятие тех или иных гипотез.

Проблема выбора показателей

В развитых странах требования, предъявляемые к перспективным исчислениям, как правило, более высоки. Особенно велики требования к прогнозам, при которых стремятся описать будущую ситуацию с точностью, которая должна соответствовать точности современной статистики состояния и движения населения. Кроме того, наблюдаемые ситуации носят иногда очень запутанный характер и плохо поддаются анализу с помощью одних только возрастных коэффициентов плодовитости, которые вследствие этого могут оказаться совершенно непригодными для определения перспектив.

Наконец, в подобном случае самый факт изобилия статистических данных ставит нас перед необходимостью выбора среди многих типов данных тех из них, которые наиболее пригодны для анализа ситуации. В связи с этим, если речь идет о построении перспектив, нередко основанных на продолжении тенденций недавнего прошлого, возникает вопрос о выборе показателя: какую категорию показателей положить в основу формирования гипотез для будущего? [1]

Эта проблема выбора показателей имеет тем бóльшее значение, что в некоторых случаях небезразлично, применить тот или другой метод.

Мы дадим иллюстрацию к этим общим соображениям, изучая вслед за Луи Анри расхождения, которые могут наблюдаться между различными расчетами будущего числа рождений [2].

Пример относится к Франции; наша цель — исчислить перспективное число брачных рождений начиная с 1953 г.

Автор сохраняет пять категорий показателей и, прежде всего, четыре следующих:

I. Коэффициенты общей плодовитости по возрасту.

[1] Следует заметить, однако, что детальная демографическая информация часто имеется налицо только в масштабе всей страны; поэтому в тех случаях, когда исследователь должен заниматься «субнаселениями», ему обычно приходится применять весьма суммарные методы. Применение таких методов может быть оправдано из тех соображений, что исследователь здесь имеет дело с очень небольшими совокупностями, в которых случайные колебания имеют довольно большое значение.

[2] См. Louis Henry. Perspectives de naissances après une perturbation de la natalité. Comptes rendus du Congrès Mondial de la population, Rome, 1954, volume III, séance № 13, p. 55—66.

II. Коэффициенты плодовитости по продолжительности брака и по возрасту вступления в брак.

III. Коэффициенты плодовитости по продолжительности брака.

IV. Коэффициенты плодовитости по очередности рождений и по промежутку времени, истекшему с момента предыдущего рождения (или, возможно, с момента вступления в брак).

Существующие статистические данные нередко недостаточны для проведения анализов такого рода, а это вызывает необходимость применения других, косвенных методов для определения перспектив.

Как мы уже видели, эти методы связаны с применением категории типовых промежутков времени между рождениями. Здесь использованы два ряда распределений интервалов. Один из этих рядов взят из обследования, произведенного во Франции в 1907 г.; он приводит к перспективам IV*a*. Другой ряд заимствован из чехословацкой статистики довоенного периода; он относится к Закарпатской Украине; этот ряд приводит к перспективам IV*b*.

Эти различные показатели были исчислены для Франции, и средние величины за период 1949—1952 гг. были положены в основу перспективных расчетов [1].

Приведем здесь слова Луи Анри: «Если мы допускаем, что основные последствия пертурбаций, внесенных войной и послевоенным периодом, в достаточной мере сгладились через несколько лет после конца войны, то можно полагать, что отношение населения к рождению детей в настоящее время удовлетворительно отражается рядом средних коэффициентов за несколько недавних лет. Взяв период 1949—1952 гг., мы достаточно удаляемся от войны и располагаем достаточным числом лет, чтобы случайные колебания взаимно компенсировались, если не полностью, то хотя бы в значительной мере».

Подвергнутые испытанию при перспективных исчислениях различные ряды упомянутых выше коэффициентов ведут к весьма расходящимся результатам (см. табл. 11 и рис. 105); это было бы немыслимо, если бы все демографические характеристики оставались неизменными по времени.

В действительности же мы имели дело здесь с отрезком времени с 1949 по 1952 г., и этот отрезок времени дал нам возможность изолировать различные категории когорт (когорты женщин, родившихся в течение одного года, вступивших в брак в одном году, родивших своего первого ребенка в одном году и т. д.). Различные ряды коэффициентов, связанные с этими категориями когорт, предоставили нам возможность различными способами

[1] В исчислениях (II), (III) и (IV) было необходимо учесть показателя брачности. Перспективы браков были установлены исходя из коэффициента брачности для женщин за период 1930—1932 гг. Напротив, в исчислении (I) была поставлена задача определить перспективы только по брачным рождениям; для этого доля внебрачных рождений была оценена в 6,9% к итогу.

характеризовать брачную плодовитость французских женщин в 1949—1952 гг. Эти категории когорт в зависимости от того способа, которым они были построены, в бóльшей или меньшей степени несут на себе отпечаток прошлых условий плодовитости и, прежде всего, пертурбаций, причиненных второй мировой войной. Этот вопрос был подробно освещен при изучении плодовитости. Поэтому, если мы выводим перспективное число рождений из различных

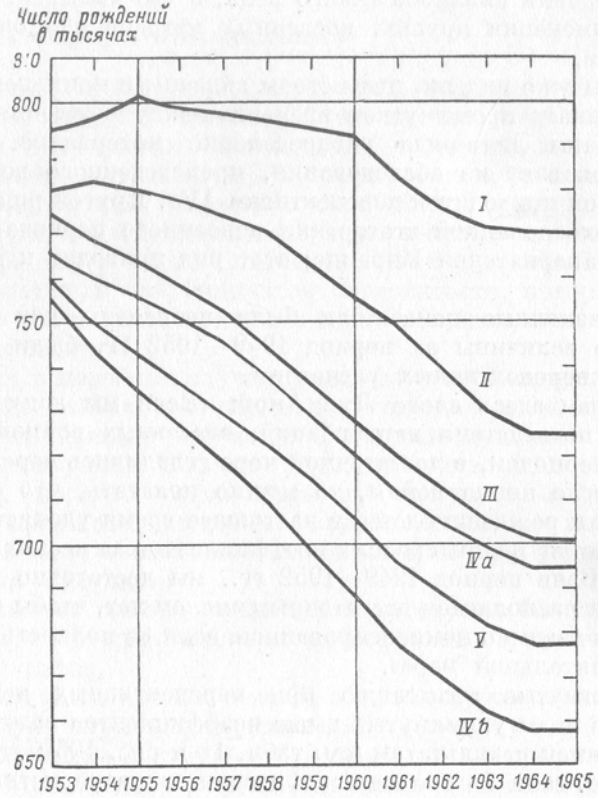

Рис. 105.

рядов коэффициентов, относящихся к периоду 1949—1952 гг., то мы распространяем на будущее (в различной степени в зависимости от рядов коэффициентов) и как бы «увековечиваем» некоторые явления, которые в действительности имеют временный и переходящий характер и объясняются событиями, пережитыми населением в более или менее далеком прошлом.

Конечно, население не всегда находится в условиях, непосредственно следующих за эпохой сильных пертурбаций. Но редко случается, чтобы история плодовитости различных поколений женщин, рассматриваемая по состоянию на данный момент, была

бы одинаковой. Из-за этого отсутствия стабильности во времени условий плодовитости различные ряды коэффициентов за один и тот же период (подобные коэффициентам в табл. 11) никогда не бывают строго эквивалентными.

Для более глубокого обсуждения приведенного выше примера мы отсылаем читателя к уже названной работе Луи Анри (см. примечание 2 на стр. 412). При чтении этого труда мы убеждаемся, что последствия прошлого очень по-разному отражаются на различных категориях рассматриваемых когорт, в результате чего для исчисления перспектив рождаемости на основе гипотезы о сохранении условий определенной эпохи некоторые ряды коэффициентов имеют преимущества перед другими.

Кроме того, вопрос о выборе наиболее соответствующего показателя сам по себе связан с определением этих условий за данный период времени. Если, желая осуществить предвидение (а не сделать просто условный перспективный расчет), мы хотим предвидеть некоторые условия за данный период времени, то это значит, что мы рассматриваем эти условия как имеющие шансы сохраниться в будущем. Такое сохранение условий будет тем более вероятным, чем более длительна предшествующая стабильность; но эту стабильность нельзя усмотреть в любом ряду показателей. В данном примере мы можем сделать надежные выводы о стабильности плодовитости, изучая потомство от недавно заключенных браков (после 1940 г.); при равной продолжительности брака браки, заключенные в разные годы, имеют почти равное среднее потомство. Здесь мы наблюдаем новую ситуацию, новое отношение к рождению детей [1], сохранение которого в будущем составляет важнейшую предпосылку в осуществлении этих предвидений.

Эта гипотеза правильно выражается рядом коэффициентов, использованных для (III), с той оговоркой, что большие продолжительности браков означают включение семей, образовавшихся до 1940 г., тогда как наше заключение о стабильности отношения к рождению детей относится только к недавно заключенным бракам. Отсюда возникает идея корректировать использованный ряд в (III), произведя экстраполяцию кривой потомства в зависимости от продолжительности брака (как это уже было сделано в главе о рождаемости; табл. 8 на стр. 197). Таким путем мы устанавливаем перспективы, отмеченные номером V (см. табл. 11 и рис. 105), в которых пертурбации, внесенные войной, уже не играют никакой роли в будущем. В этих условиях можно логически допустить, что в течение ближайших лет кривая числа рождений будет все

[1] Следует заметить, что в цитате из Луи Анри (см. стр. 413) делается намек на существующее в настоящее время отношение. Весь смысл его анализа состоит именно в том, чтобы показать, что если на эту сторону вопроса не обратить должного внимания, то перевод отношения к рождению детей в термины показателей плодовитости может дать совершенно неправильную картину.

ТАБЛИЦА 11. ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВНОЕ ИСЧИСЛЕНИЕ РОЖДЕНИЙ В БРАКЕ (в тысячах)

Годы	Варианты расчетов					
	I	II	III	IVa	IVb	V
1953	794	780	775	766	755	760
1954	797	782	769	760	744	750
1955	801	780	764	756	735	743
1956	799	778	758	751	727	736
1957	798	774	752	746	718	729
1958	796	770	745	738	709	722
1959	794	763	736	729	698	714
1960	792	755	728	720	688	705
1961	783	749	719	711	677	696
1962	775	740	712	704	669	689
1963	771	730	705	699	662	682
1964	770	725	701	695	658	678
1965	770	725	701	695	658	678

более отклоняться от (III), чтобы через некоторое время совпасть с (V).

На этом примере мы видим, что лучший способ поставить диагноз плодовитости и определить тенденции для будущего заключается в проведении продольного анализа. Это, конечно, не означает, что прогноз — всегда легкое дело.

Констатация стабильности в прошлом наталкивает на мысль, что и в будущем будет наблюдаться то же самое: эта гипотеза внушает доверие и так просто формулируется. Но если мы констатировали значительное понижение, проявляющееся неуклонно от одного года заключения браков до другого, то будет много труднее принять решение: какую степень понижения принять для будущего и как определить уровень стабилизации?

Мы здесь поставили проблемы и сформулировали ряд предостережений, но мы не предлагаем методов, подходящих для тех или иных случаев. Дело в том, что реальные ситуации слишком сложны и слишком разнообразны, чтобы можно было в этой области давать стандартные решения. В связи с этим нужно заметить, что, хотя мы в нашем втором примере отказываемся от применения возрастных коэффициентов общей плодовитости, это отнюдь не означает, что данный показатель, столь часто применяемый на практике, должен быть вообще отброшен.

4

ПРИМЕНЕНИЕ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ПЕРСПЕКТИВНЫХ ИСЧИСЛЕНИЙ

Чисто демографические перспективные расчеты редко бывают самоцелью. В большинстве случаев цель исчисления этих перспектив состоит в их применении в качестве основы для различных решений в экономической, социальной и политической области.

Некоторые данные, получаемые из перспективных расчетов, могут применяться для этой цели без какой-нибудь переработки, например перспективное число браков, рождений и смертей. То же самое относится к будущим численностям некоторых возрастных групп. Например, в настоящее время во Франции группа от 6 до 13 лет дает численность населения, на которое распространяется закон об обязательном обучении в школе [1].

Но в большинстве случаев чисто демографические перспективные расчеты должны быть определенным образом обработаны, чтобы из них можно было получать данные, непосредственно пригодные для применения в экономической и социальной области.

Заметим в заключение, что хотя польза может быть извлечена и из условных расчетов, основанных на продуманно обработанных гипотезах, все же те, кто пользуется демографическими данными, обычно больше заинтересованы в предвидениях.

Перспективные исчисления числа обучающихся в школах

Если мы интересуемся населением, подлежащим обязательному школьному обучению, то, как мы уже говорили, достаточно построить исходя из демографических перспектив соответствующие возрастные группы.

К возрастам, которые не подлежат обязательному обучению (во Франции до 6 и после 14 лет), нужно приложить коэффициенты

[1] В этом же аспекте можно сказать, что совокупность демографических перспектив как таковая уже пригодна для применения: поскольку она дает точные указания (численность населения, возрастная структура) о последствиях той или иной будущей эволюции рождаемости и смертности (и даже миграционных движений), то она может побудить законодателя к проведению мероприятий или благоприятствующих этой эволюции или препятствующих ей. Первые демографические перспективы, исчисленные для Франции А. Сови, в конечном счете привели именно к таким последствиям.

населения, подлежащего школьному обучению, причем могут применяться и общие коэффициенты, и коэффициенты по типам образования (см. стр. 285 и 287).

Выбор этих коэффициентов зависит от особых обстоятельств, и мы не можем предложить какие-то единые нормы в этой области. Однако всеобщая и повсеместная тенденция ко все более полному охвату школьным обучением юных поколений заставляет учитывать повышение коэффициента охвата школьным обучением; поэтому расчет, основанный на неизменных коэффициентах, является лишь минимальным и не заслуживающим большого внимания. В прошлом при составлении перспективных расчетов эта тенденция к повышению процента детей, охваченных школьным обучением, сильно недооценивалась, в результате чего ожидаемое число учеников было значительно ниже того, которое позже наблюдалось в действительности.

Как и всякая экстраполяция, экстраполяция, исходящая из коэффициентов охвата школьным обучением за последние годы, всегда является несколько рискованной. Она становится особенно ненадежной, если динамические ряды, которыми можно пользоваться, характеризуются низким качеством и вследствие этого затрудняется определение тенденций.

На рис. 106 мы видим, что можно сделать с помощью данных, которыми мы располагаем для Франции; эти данные относятся к 1953, 1954, 1957 и 1958 гг. Однако наблюдения, относящиеся к двум первым годам, сомнительного качества; данные за 1957 и 1958 гг. значительно более надежны.

Мы уже указывали на цифру коэффициентов охвата, которую можно ожидать к моменту возобновления школьных занятий в 1960 и в 1965 гг. [1]

Исходя из этих коэффициентов и из перспективных расчетов численности населения, исчисленных в 1958 г. [2], мы определили население, охваченное школьным обучением между 14 и 18 годами, к моменту возобновления занятий в 1960 и в 1965 гг. (см. табл. 1). Нетрудно увидеть, какая значительная недооценка числа учеников имела бы место, если бы к 1960 и к 1965 гг. был бы без изменений применен коэффициент 1958 г. (1 574 700 учеников вместо 1 897 500 в 1965 г.; недооценка, превышающая 20%).

Если мы хотим применить коэффициенты по типам обучения (первая ступень, вторая ступень, техническое обучение), то следует экстраполировать соответствующие коэффициенты охвата исходя из того повышения, которое ожидается для общих коэффициентов. В конечном счете здесь идет речь о том, чтобы «расчленить» общие коэффициенты. Можно допустить, например, что

[1] Эти экстраполяции исходят из предположения, что не будет изменений в законодательстве по вопросу обязательного школьного обучения. Если бы такие изменения ожидались, то было бы нетрудно отразить их на рис. 106.

[2] См. Évolution naturelle de la population française jusqu'en 1975, Population, 1958, № 3, p. 487—499.

в среднем 81 учащийся в возрасте 14 лет, охваченный школьным образованием в 1965 г., будет распределяться следующим образом:

15 детей получат образование 1-й ступени,
40 детей получат образование 2-й ступени,
26 детей получат техническое образование.

Выбор распределения — задача тонкая и неопределенная. Удельный вес учеников различных типов обучения может менять-

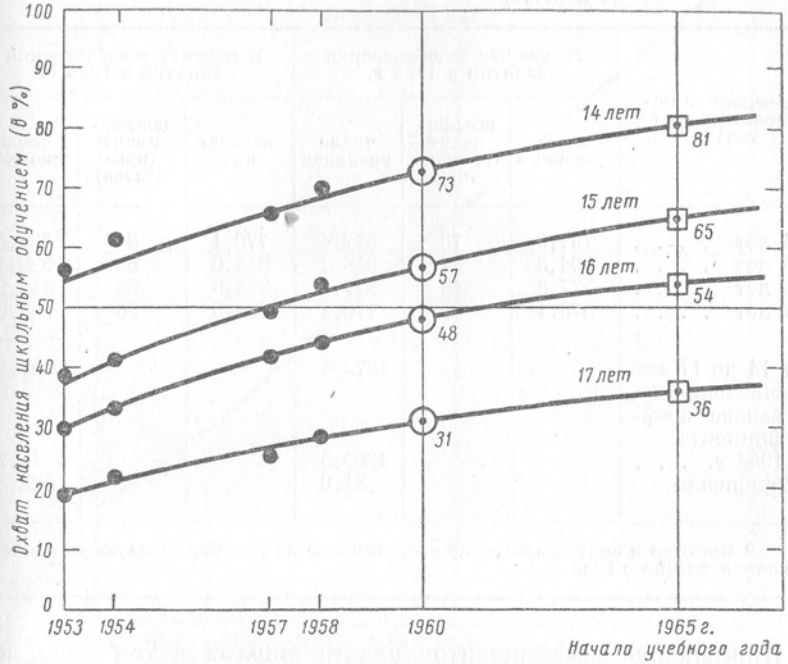

Рис. 106. Перспективы эволюции коэффициента охвата школьным обучением.

ся во времени в силу разных причин: бóльший интерес родителей и учащихся к тому или иному виду обучения; бóльшая доступность того или иного вида учебных заведений в связи с бóльшим количеством мест или с лучшим внедрением этого вида обучения и т. д.

Другой метод

Указанный общий способ предвидения численности учащихся в школах может оказаться недостаточным для тех, кто несет прямую ответственность за образование в данной стране. С одной стороны, не всегда только государство несет ответственность за обеспечение образования; поэтому важно определить численность учеников, посещающих государственные учебные заведения; с другой стороны, в связи с необходимостью точного определения потреб-

ности в школьных помещениях, в учителях необходимо иметь подробные сведения о будущих контингентах учащихся по различным годам обучения и по каждому типу обучения в отдельности: нужно будет знать численность учеников, посещающих в течение данного школьного года первый класс начальной школы, второй класс и т. д.

ТАБЛИЦА 1. ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ ЧИСЛЕННОСТИ ШКОЛЬНИКОВ
(в тысячах)

Возраст (в исполнившихся годах) *	К моменту возобновления занятий в 1960 г.			К моменту возобновления занятий в 1965 г.		
	население	коэффициент (процентов)	число учеников	население	коэффициент (процентов)	число учеников
14 лет	791,0	73	577,4	776,1	81	628,6
15 лет	594,3	57	338,7	814,0	65	529,1
16 лет	577,3	48	277,1	824,0	54	444,9
17 лет	578,1	31	179,2	819,3	36	294,9
от 14 до 17 лет			1372,4			1897,5
Исчисления на основе коэффициента 1958 г. . . .			1290,5			1574,7
Отклонение			81,9			322,8

* Имеются в виду возрасты по состоянию на 31 декабря, следующее после начала учебного года.

Применение коэффициентов охвата школой в том виде, как мы их определяем, не отвечает этому виду предвидений. Дети, обучающиеся в одном классе (возьмем для примера второй класс лицеев и коллежей), принадлежат к разным возрастным группам; поэтому, чтобы использовать предвидения по годам возраста (вроде тех, которые помещены в табл. 1) с целью получать предвидения, относящиеся к данному второму классу, следует выполнять очень трудоемкие распределения:

а) между государственным обучением и частным обучением;

б) между различными типами государственного обучения;

в) в пределах обучения второй ступени [1] между различными классами, в которых может обучаться ученик рассматриваемого возраста, оставляя в конечном итоге лишь тех, кто относится ко второму классу.

Вот почему перед лицом проблем такого рода следует пред-

[1] В узком смысле, т. е. включая в это понятие только лицеи и коллежи и исключая дополнительные курсы (по старой терминологии).

почесть непосредственный анализ того, как эволюционирует охват школьным обучением в различных классах (годах) и в различных типах обучения.

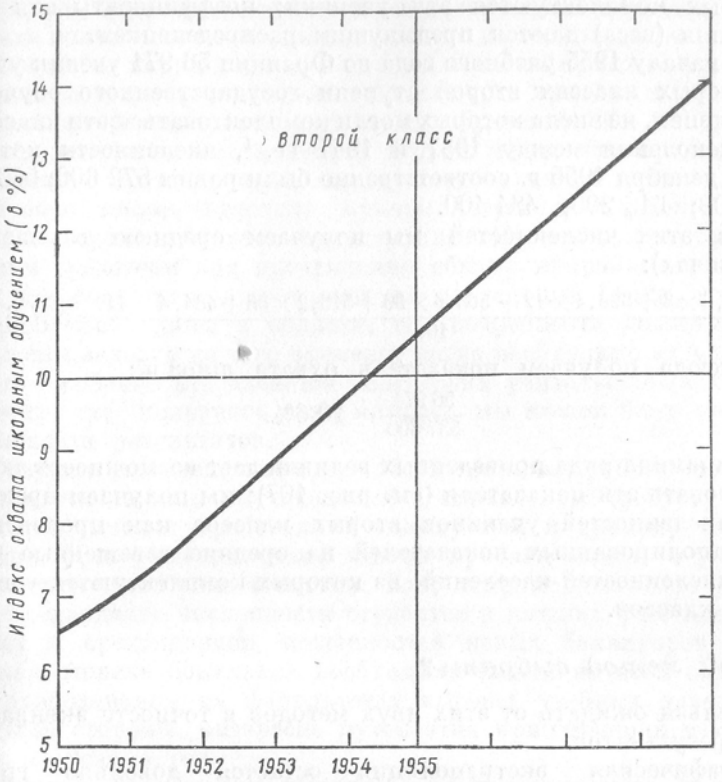

Рис. 107. Перспективы эволюции числа лиц, посещающих школы.

Вернемся к примеру о вторых классах обучения второй ступени; известно, что из 100 учеников, посещающих вторые классы [1],

11 имеют 14 исполнившихся лет;
36 имеют 15 исполнившихся лет;
33 имеют 16 исполнившихся лет;
17 имеют 17 исполнившихся лет;
3 имеют 18 исполнившихся лет.

[1] См. Informations statistiques, supplément au Bulletin officiel de l'Éducation Nationale, janvier 1959, № 12. Здесь имеется в виду распределение на момент начала 1957 учебного года, возрасты же учтены по состоянию на 31 декабря 1957 г. Заметим, что мы имеем дело с характеристикой за определенный период времени, которая отражает изменения в отношении к рождению детей между поколениями. Это не имеет большого значения для использования распределения, поскольку эти вариации являются результатом эволюции, которая, по-видимому, будет продолжаться в будущем. Изменения численностей между поколениями могли бы причинять большие неудобства, но, к счастью, в данном случае они очень незначительны.

Следовательно, здесь надлежит составить показатель удельного веса обучающихся во втором классе, сопоставляя число учеников в этом классе со средней взвешенной численности поколений, из которых комплектуются эти ученики; коэффициенты для взвешивания (веса) даются предыдущим распределением.

К началу 1955 учебного года во Франции 56 971 ученик учился во вторых классах второй ступени государственного обучения. Поколения, из числа которых могли комплектоваться эти классы,— это поколения между 1937 и 1941 гг. [1], численности которых на 31 декабря 1955 г. соответственно были равны 572 600; 566 400; 563 600; 513 200; 484 400.

Из этих численностей мы получаем среднюю взвешенную в тысячах):

$$\frac{572{,}6\times 3+566{,}4\times 17+563{,}6\times 33+513{,}2\times 36+484{,}4\times 11}{100}=537{,}6.$$

Отсюда получаем показатель охвата школой:

$$\frac{56\,971}{537\,600}=10{,}6\%.$$

Динамика ряда приведенных величин дает возможность экстраполировать эти показатели (см. рис. 107); мы получаем предвидение численностей учеников вторых классов как произведение экстраполированных показателей на средние взвешенные будущих численностей населений, из которых комплектуются ученики этих классов.

Какой метод выбрать?

Нельзя ожидать от этих двух методов в точности эквивалентных результатов.

Графическая экстраполяция остается довольно грубым методом предвидения. Применяя второй метод, мы несколько раз повторно прибегаем к графической экстраполяции, и у нас нет уверенности, что, действуя таким образом, мы получаем связное описание совокупности. Совершенно очевидно также, что экстраполяции в сторону повышения (как на рис. 107), производимые на всех уровнях [2], довольно быстро приведут к тому, что некоторые дети будут дважды учтены как учащиеся в школах; иначе говоря, для некоторых поколений может получиться такое число школьников, которое превысит общее число детей.

[1] Разумеется, эти отрезки времени не являются точно определенными, как и распределение учеников вторых классов по возрасту.

[2] Если брать возрасты старше 14 лет, то прогрессивное движение числа учащихся показывает тенденцию к повышению показателей охвата различными видами обучения. Повышение числа учащихся ниже 14-летнего возраста в одних школах сопровождается понижением его в других школах (поскольку эти младшие поколения так или иначе полностью охвачены школьным обучением). Но было бы весьма рискованно ожидать, что будет происходить строгая компенсация, основанная на графической экстраполяции показателей, не относящихся к отдельным поколениям.

Поскольку при применении второго метода подсчеты ведутся до некоторой степени вслепую, этот метод непригоден для предвидений в длительном аспекте, но он остается в высшей степени пригодным, если задача состоит в том, чтобы достаточно детально [1] описать положение школьного населения на несколько лет вперед.

Напротив, первый метод в высшей степени пригоден для проведения расчетов на длительные промежутки времени и с большими массами (по возрасту и по типу обучения). Мы не думаем, однако, что он может заменять второй метод для предвидения на короткие промежутки времени, когда основной целью служит достаточно тонкое описание, причем второй метод более тесно связан с существующими структурами. Но он остается самым лучшим средством для предвидения общего направления эволюции, для составления прогнозов на длительные сроки, которые насущно необходимы в области, где потребности должны быть выражены задолго до того времени, когда необходимо их удовлетворять (особенно это касается подготовки учительского состава). Добавим, что, пользуясь этим методом, мы можем быть уверены в связности результатов.

Уточним, наконец, еще одно обстоятельство: работа по предвидению числа лиц, обучающихся в школах, не требует, чтобы мы автоматически прибегали к одному или к другому из этих методов. Для решения очень тонких проблем можно с успехом пользоваться особыми методами. Так, например, полезно увязывать предвидение численности студентов в высших учебных заведениях с предвидением численностей новых бакалавров наук, так как степень бакалавра необходима (почти во всех случаях) для преподавания на факультетах высших учебных заведений. С другой стороны, интересно путем этих приближений измерить отсев из года в год.

В итоге, если можно выделить некоторые методы, имеющие очень широкое применение, все же при составлении прогнозов числа лиц, обучающихся в школах, необходимо всегда внимательно изучать структуру и организацию народного образования; только при этом условии можно найти наиболее пригодные методы расчетов будущих школьных контингентов.

Перспективные исчисления экономически активного населения

Эти исчисления основаны на приложении коэффициента экономически активного населения к перспективам населения по возрасту или по возрастным группам. Поэтому здесь наблюдается формальная аналогия с перспективным исчислением обучающихся в школах с помощью коэффициента охвата школьным обучением.

[1] Особенно важны детали, интересующие тех, кто несет непосредственную ответственность за обеспечение начала нового учебного года.

Внимание должно быть сосредоточено на выборе этих коэффициентов.

Вариации, которые необходимо рассмотреть (вариации по сравнению с последней переписью), касаются предельных возрастов трудовой жизни:

в ряде стран в молодых возрастах (в основном до 20 лет) прогресс школьного обучения приводит к тому, что молодые поколения все позже включаются в трудовую жизнь; так, например, если взять возраст в 16 лет, то процент экономической активности населения постепенно снижается;

в пожилых возрастах (практически после 55 лет) вариации процента экономически активного населения могут зависеть от различных льгот, предоставляемых пожилым людям на работе, от изменений законодательства по вопросу о выходе на пенсию, удельного веса сельского населения и т. д.

Напротив, в средних возрастах (от 20 до 55 лет) процент экономически активного населения, по крайней мере для мужских поколений, близок к 100; поэтому в перспективных расчетах, как правило, применяются неизменные коэффициенты [1].

И, наконец, выбор гипотез зависит также от поставленной цели.

Перспективы с постоянными коэффициентами для всех возрастов имеют то преимущество, что они выделяют воздействие одной лишь демографической эволюции на численность и структуру экономически активного населения.

Но если мы задаемся целью наметить вероятную эволюцию экономически активного населения, то выбор коэффициентов должен носить более реалистический характер. В частности, в настоящее время в ряде стран нужно предвидеть, как мы уже говорили выше, снижение коэффициента экономически активного населения для молодых возрастных групп. В этом вопросе можно руководствоваться ожидаемым повышением коэффициента охвата школьным обучением, но при этом не следует забывать, что коэффициент охвата школьным обучением и коэффициент экономически активного населения не являются величинами, дополняющими друг друга до единицы, так как не все молодые люди включаются в трудовую жизнь непосредственно после окончания школьного обучения.

Для преклонных возрастов нельзя a priori предвидеть какую-то общую тенденцию; будущее развитие может идти очень различными путями в зависимости от страны, от общих экономических условий, от социального законодательства и т. д.

Чтобы пояснить общие соображения, изложенные выше, приведем один пример.

Допустим, мы хотим 1 января 1960 г. составить прогноз численности экономически активного населения Франции. Чтобы уточнить изменения, обусловленные прогрессирующим вовлечением в число экономически активного населения многочисленных поколений, родившихся после 1945 г., мы рассмотрим вероятное состояние населения Франции на 1 января 1965 г. и на 1 января 1970 г. Мы располагаем для этой цели численностью населения по полу и по возрасту на 1 января 1960 г. и коэффициентами экономически активного населения по переписи 1954 г. Чтобы несколько облегчить изображение этих показателей, возьмем расчеты, относящиеся только к мужскому полу.

[1] Для женских поколений в этих же возрастах ситуация имеет другой характер; поэтому вполне допустимо предвидеть изменение процента экономически активного женского населения. Однако формулировать общие тенденции в этом вопросе нелегко.

Первыми полезными для этого предвидения данными служит предвидение численности населения по полу и по возрасту в том виде, в каком оно может быть исчислено на 1 января 1960 г.

Коэффициенты экономически активного населения, полученные из переписи 1954 г., в большинстве случаев могут быть сохранены. В частности, мы не располагаем элементами, позволяющими оценить изменения, происшедшие в недавнем прошлом и возможные в ближайшем будущем в трудовой деятельности пожилых людей.

Для наиболее молодых возрастов (до 20 лет) констатированное за последние годы повышение коэффициента охвата школьным обучением влечет за собой соответствующее понижение коэффициента экономически активного населения. С другой стороны, мы предвидим, что срок обязательного школьного обучения будет продлен до 16 лет (для поколения 1953 г. и последующих поколений). Поэтому для ближайшего будущего вырисовывается перспектива снижения коэффициента экономически активных молодых возрастов, обусловленная двумя факторами: динамикой числа учащихся в школах и изменением в законодательстве об обязательном школьном обучении.

Рис. 108 изображает способы, с помощью которых мы получаем коэффициенты экономически активного населения, пригодные для составления прогноза.

Кривая возрастных коэффициентов, полученная из переписи 1954 г., даст нам руководство для экстраполяции этих коэффициентов до 1 января 1969 г. (это 1 января является первым, которое следует за началом учебного года, когда для всех будет обязательно школьное обучение до 16 лет).

Вследствие этого коэффициенты для 14 и 15 лет на 1 января 1969 г. равны нулю. Напротив, для 20 лет снижение коэффициента экономически активного населения не может быть очень значительным даже и при том весьма вероятном условии, что коэффициент охвата школьным обучением повысится очень заметно [1]. Сохраняя коэффициент 1954 г. (890 на 1000) для предвидений на 1970 г., мы совершаем систематическую ошибку, но эта ошибка незначительна по сравнению с ошибками, вытекающими из неопределенности других коэффициентов.

[1] На 1 января 1959 г. этот коэффициент для совокупности мужского и женского населения составлял 6,5%.

Как видно из графика на рис. 108, мы предположили, что коэффициент экономически активного населения для возраста 16 исполнившихся лет на 1 января 1959 г. равен коэффициенту для

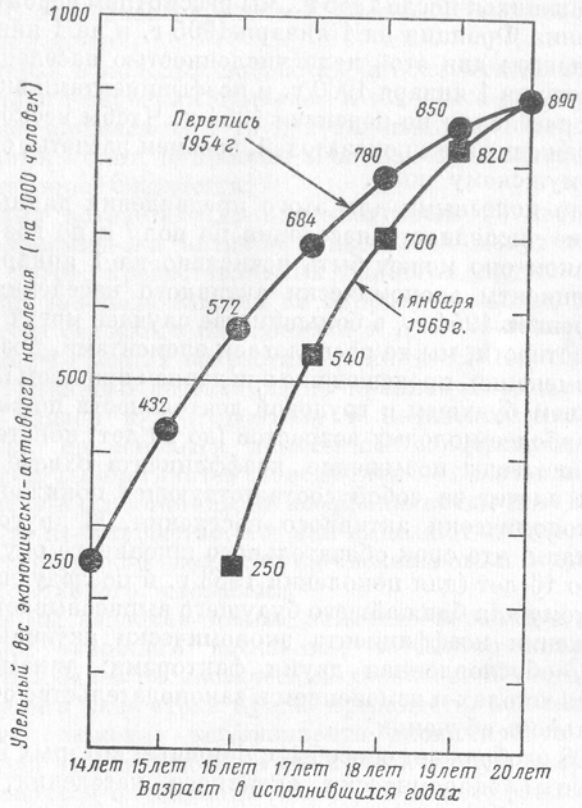

Рис. 108. Перспективные удельные веса экономически активного населения (мужской пол).

возраста 14 исполнившихся лет по переписи 1954 г. В итоге мы допускали, что процент вовлечения в экономически активное население будет одинаковым для возрастов, которые непосредственно следуют за окончанием обязательного школьного обучения в 1954 и в 1969 гг., хотя за промежуток времени между названными годами продолжительность обязательного обучения увеличивается на два года [1].

[1] Строго говоря, поколение 1952 г., которое имеет возраст 16 исполнившихся лет на 1 января 1969 г., не будет подлежать обязательному школьному обучению до 16 лет. Мы считаем, однако, что поведение этого поколения будет очень близким к поведению соседнего поколения (1953 г.), первого поколения, попадающего под действие нового закона об обязательном школьном обучении.

Исходя из этих двух крайних точек (250 на 1000 — для 16 лет, 890 на 1000 — для 20 лет) мы графическим способом определяем коэффициенты для 17, 18 и 19 лет. Одновременно с помощью линейной интерполяции мы определяем коэффициенты для всех промежуточных годов, а с помощью экстраполяции — для 1970 г.

ТАБЛИЦА 2. ФРАНЦИЯ. ПЕРСПЕКТИВНЫЙ РАСЧЕТ МУЖСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКИ АКТИВНОГО НАСЕЛЕНИЯ (в тысячах)

Возраст (в исполнившихся годах)	На 1 января 1960 г.			На 1 января 1965 г.			На 1 января 1970 г.		
	Население	Коэффициент (в промилле)	Экономически активное население	Население	Коэффициент (в промилле)	Экономически активное население	Население	Коэффициент (в промилле)	Экономически активное население
14	307,1	142	43,6	418,9	52	21,8	397,1	0	—
15	297,0	258	76,6	423,4	113	47,8	399,2	0	—
16	299,2	440	131,6	421,6	334	140,8	392,3	229	89,8
17	277,9	624	173,4	418,8	576	241,2	403,2	531	214,1
18	250,9	745	186,9	405,5	720	292,0	396,3	695	275,4
19	268,8	838	225,3	305,6	828	253,0	416,8	818	340,9
20—24	1532,8	923	1414,8	1383,8		1277,2	1961,3		1810,3
25—29	1695,0	968	1640,8	1519,2		1470,6	1371,7		1327,8
30—34	1653,1	970	1603,5	1677,2		1626,9	1503,1		1458,0
35—39	1647,8	968	1595,1	1630,0		1577,8	1653,4		1600,5
40—44	896,0	968	867,3	1615,3		1563,6	1597,6		1546,5
45—49	1445,5	956	1381,9	867,9		829,7	1564,1		1495,3
50—54	1428,9	940	1343,2	1374,1		1291,7	824,9		775,4
55—59	1335,9	822	1098,1	1321,6		1086,4	1270,7		1044,5
60—64	1016,1	680	690,9	1192,1		810,6	1179,2		801,9
65—69	712,3	495	352,6	861,7		426,5	1009,2		499,6
70—74	565,3	335	189,4	550,8		184,5	668,3		223,9
75 и выше	661,1	180	119,0	650,0		117,0	636,9		114,6
Все возрасты			13134,0			13259,1			13618,5

Примечание. Для возрастов свыше 20 лет коэффициенты (экономически активное население в процентах к общей численности населения) на 1 января 1965 г. и на 1 января 1970 г. приняты те же, что и на 1 января 1960 г.

Если мы входим здесь в такое детальное рассмотрение всех операций, ведущих к определению перспективных коэффициентов экономически активного населения, то это отнюдь не означает, что мы считаем приведенный здесь метод годным для всеобщего применения. В действительности нельзя стандартизировать методы предвидения; при современном уровне наших знаний каждый проект перспективного расчета должен быть объектом особого

рассмотрения, из которого будут вытекать соответствующие способы предвидения. В том примере, который мы здесь рассматривали, наша цель состояла прежде всего в том, чтобы внести правдоподобие и связность в такую область, куда еще не проникли подлинные научные методы. Поскольку в принятых решениях все же остается какой-то элемент произвольности, то выдвигаемые здесь методы иногда встречают отрицательное отношение у неспециалистов. С нашей точки зрения эти недостатки не оправдывают подобной, встречающейся еще достаточно часто, отрицательной позиции, которая состоит в том, что на будущее просто и безоговорочно распространяются показатели, о которых известно, что они даже не отражают ситуации на начало расчета.

Расчеты будущего экономически активного населения Франции изображены в табл. 2. Поскольку до 20 лет коэффициенты экономически активного населения обнаруживают существенные вариации из года в год, с 14 до 19 лет приводятся ежегодные данные, а начиная с 20 лет достаточно пятилетних возрастных групп. Рассмотрение табл. 3 и табл. 4 дает возможность судить о разнице между расчетом на основе неизменных коэффициентов и расчетом на основе убывающих коэффициентов.

Несколько замечаний

Напомним, что экономически активное население согласно его определению в переписи включает одновременно как население фактически занятое, так и население, ищущее занятия. Поэтому в той мере, в какой имеется значительная безработица, коэффициент экономически активного населения измеряет не реальную степень занятости, а ту степень занятости, которая наблюдалась бы, если бы все поиски работы закончились успешно.

То же самое относится и к перспективным расчетам, которые ведутся исходя из коэффициента экономически активного населения. Направление эволюции этих коэффициентов отражает тенденции недавнего прошлого, тенденции, связанные с общей эволюцией общества. В этих рамках перспективы, если угодно, определяют желаемую эволюцию числа занятых, необходимую для того, чтобы была достигнута полная занятость населения.

Именно такое истолкование перспективных расчетов придает им реальный интерес. Не задерживаясь больше на этом вопросе, мы видим, что расчеты, показанные в табл. 2, приводят к предвидению желательного увеличения мужской занятости во Франции на 484 500 человек в течение 1960—1970 гг. (см. табл. 4).

При определении перспектив экономически активного населения внимание сосредоточивается в бóльшей мере на изменении численности этого населения между двумя датами, а не на самых численностях на различные даты, поскольку, как уже было сказано, одна из важнейших задач таких расчетов состоит в определении желательного числа нового экономически активного населения.

Это обстоятельство оправдывает проведение перспективных расчетов с помощью коэффициентов экономически активного населения, хотя эти последние могут быть определены лишь не вполне точным способом. Вытекающая из этой неточности относительная ошибка в численности населения, определяемого таким способом, как правило, будет совпадать с ошибкой в определении изменений этих численностей. Поэтому если нельзя удовлетворяться общей цифрой экономически активного населения, известной лишь с точностью до 5 или 10%, то для перспективных расчетов изменений экономически активного населения такая степень точности будет признана достаточной.

Приведем пример расчетов, в котором учитывается это замечание.

Желая определить перспективы экономически активного населения Франции по каждому департаменту на период 1960—1970 гг., мы в принципе можем применить возрастные коэффициенты экономически активного населения по департаментам, в некоторых случаях принимая в расчет динамические сдвиги. Однако эта работа очень трудно выполнима. Кроме того, показатели экономически активного населения по каждому департаменту могут быть или вообще неизвестны, или малодоступны. Фактически к 1 января 1960 г. данные переписи 1954 г., необходимые для исчисления коэффициентов экономически активного населения, были опубликованы лишь по нескольким департаментам, причем для применения этих данных требовалась еще довольно долгая предварительная работа.

ТАБЛИЦА 3. **ФРАНЦИЯ. ЭКОНОМИЧЕСКИ АКТИВНОЕ НАСЕЛЕНИЕ В ВОЗРАСТЕ ДО 20 ЛЕТ** (мужской пол; в тысячах)

	1 января 1960 г.	1 января 1965 г.	1 января 1970 г.
Постоянный коэффициент экономически активного населения (на уровне 1954 г.)	990,5	1391,4	1435,4
Понижающиеся коэффициенты экономически активного населения	837,4	1038,5	920,2
Разность	153,1	352,9	515,2

ТАБЛИЦА 4. **ФРАНЦИЯ. ИЗМЕНЕНИЯ ЧИСЛЕННОСТИ МУЖСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКИ АКТИВНОГО НАСЕЛЕНИЯ** (в тысячах)

	1960—1965 гг.	1965—1970 гг.	1960—1970 гг.
Постоянный коэффициент экономически активного населения (на уровне 1954 г.)	+366,8	+479,8	+846,6
Понижающиеся коэффициенты . .	+167,0	+317,5	+484,5
Разность	199,8	162,3	362,1

Отсюда возникла идея применять к перспективным исчислениям населения каждого отдельного департамента коэффициенты по Франции в целом (те, которые приведены в табл. 2); эти средние коэффициенты могут весьма значительно отклоняться от коэффициентов отдельных департаментов в силу различных факторов (различные проценты сельского населения, большее или меньшее предложение женского труда и т. д.).

Но тем не менее, как уже было сказано, все же можно ожидать от этого вида расчетов точности, вполне достаточной для того, чтобы оценить изменения в численности экономически активного населения. Для настоящего времени, а также под углом зрения предвидения будущего значительно важнее учесть почти несомненное снижение процента экономически активного населения среди молодых возрастов, чем сосредоточивать свои усилия на введении в действие региональных коэффициентов.

В табл. 5 приведены прогнозы, составленные двумя способами для совокупности департаментов Нор и Па-де-Кале [1].

ТАБЛИЦА 5. **ПРОГНОЗ ЧИСЛЕННОСТИ ЭКОНОМИЧЕСКИ АКТИВНОГО НАСЕЛЕНИЯ СЕВЕРА ФРАНЦИИ** (департаменты Нор и Па-де-Кале; в тысячах)

	1960 г.	1965 г.	1970 г.
Предвидения на основе понижающихся общефранцузских коэффициентов для молодых возрастов	1 494	1 523	1 598
		+29	+75
Предвидения на основе постоянных региональных коэффициентов	1 376	1 462	1 551
		+86	+89

Мы констатируем существенное расхождение между двумя цифрами в 1960 г. [2], обусловленное тем, что коэффициент экономически активного населения в районе Севера (особенно среди женщин) ниже, чем по Франции в целом.

Различия в изменениях численности экономически активного населения в основном связаны с принятыми гипотезами об удельном весе экономически активного населения среди молодых возрастов. Расхождение особенно велико для периода 1960—1965 гг., в течение которого первые многочисленные поколения вступают в возраст трудовой жизни. Хотя в этом периоде будет иметь место лишь умеренный прирост экономически активного

[1] При этом мы исходим из несколько различающихся прогнозов возрастного состава населения.

[2] Это расхождение было бы еще более значительным, если бы для 1960 г. были применены коэффициенты на основе переписи 1954 г.

населения в результате удлинения сроков обязательного школьного обучения, которое замедлит вступление молодых людей в трудовую жизнь, все же расчет на основе постоянных коэффициентов заставляет ожидать в 1960—1965 гг. почти столь же значительного прироста, как и в 1965—1970 гг.

Этот пример хорошо показывает, как важно при многих демографических расчетах отличать действительно необходимые уточнения от ненужных тонкостей.

Обычно ограничиваются исчислением, как мы только что сделали здесь, перспектив *состояния* экономически активного населения. При этом мы получаем данные о численности населения и его структуре по полу и возрасту на ту и на другую дату исходя из тех или иных гипотез.

Но, несомненно, было бы интересно одновременно иметь перспективы динамики экономически активного населения, иначе говоря, перспективы (например, ежегодные) вступления и убыли экономически активного населения.

Вступление в состав экономически активного населения связано с окончанием школьного обучения. У женщин наблюдается некоторое усиленное вступление в экономически активное население между 30 и 50 годами, происходящее нередко после перерыва, вызванного замужеством или воспитанием детей.

За исключением взрослых женщин во второй половине жизни, периоды прибыли и убыли не покрывают друг друга. Это обстоятельство дает возможность пользоваться коэффициентами экономически активного населения для получения перспектив динамики экономически активного населения. Методы этого расчета даются отделом населения Организации Объединенных Наций [1]. Мы примем этот метод для самого простого случая, когда коэффициенты экономически активного населения не меняются во времени. Вследствие этого нам будет более удобно проследить историю одного поколения, а также увидеть, какую пользу можно извлечь из данных, содержащихся в коэффициентах экономически активного населения. Мы будем исходить из коэффициентов французской переписи 1954 г., относящихся к мужскому населению; предположим пока, что смертность равна нулю [2].

Если мы говорим, что на 1000 человек данного поколения имеется:

(в исполнившихся годах)

0 экономически активных лиц в возрасте 13 лет
250 » » лиц в возрасте 14 лет
432 » » лиц в возрасте 15 лет
572 » » лиц в возрасте 16 лет,

то это равносильно тому, что мы скажем:

[1] Les facteurs de variation de la population active. Comptes rendus du Congrès mondial de la Population, 1954, Vol. III, p. 597.

[2] Такое предположение облегчает расчеты.

250 лиц получают занятие в возрасте между 13 и 14 годами
182 лица получают занятие в возрасте между 14 и 15 годами
140 лиц получают занятия в возрасте между 15 и 16 годами.

Цифры 250, 182, 140 — это разности между нарастающими итогами (250—0; 432—250; 572—432 и т. д.).

Равным образом устанавливаем, что имеются:

880 экономически активных лиц в возрасте 55 лет;
840 » » лиц в возрасте 56 лет:
812 » » лиц в возрасте 57 лет;
794 » » лиц в возрасте 58 лет и т. д.

Это равносильно тому, что мы скажем:
40 лиц оставляют свое занятие между 55 и 56 годами;
28 лиц оставляют свое занятие между 56 и 57 годами;
18 лиц оставляют свое занятие между 57 и 58 годами
и т. д.

Что касается убыли из экономически активного населения из-за смерти, то мы получаем это число, применяя соответствующие возрастные коэффициенты смертности к экономически активному населению [1]. Обычно за отсутствием точных данных применяются коэффициенты, относящиеся ко всему населению.

Согласно состоянию населения на 1 января 1960 г. и при условии, что коэффициенты 1954 г. были применимы [2], мы бы наблюдали в течение 1960 г. случаи прибыли и убыли (по возрасту), вытекающие из расчетов, приведенных в табл. 6.

ТАБЛИЦА 6. **ФРАНЦИЯ. МУЖСКОЕ ЭКОНОМИЧЕСКИ АКТИВНОЕ НАСЕЛЕНИЕ. ВСТУПЛЕНИЕ И ВЫБЫТИЕ (ПО ВОЗРАСТУ) в 1960 г.** (в тысячах)

Возраст на 1 января	Население	Изменения коэффициента экономически активного населения	Вступление	Возраст на 1 января	Население	Изменения коэффициента экономически активного населения	Выбытие
13 лет	407,3	0,250	101,8	50 лет	290,6	—0,040	11,6
14 лет	307,1	0,182	55,9	51 год	289,1	—0,028	8,1
15 лет	297,0	0,140	41,6	52 года	283,9	—0,018	5,1
16 лет	299,2	0,112	33,5	53 года	284,4	—0,018	5,1
...	...	...	...	...	...	...	...

[1] Действуя таким образом, мы дважды учитываем убыль из экономически активного населения вследствие смерти: первый раз — в год смерти, а вторично — в год, когда должен был произойти уход с работы по возрасту. Однако возникающая в результате этого ошибка незначительна.

[2] Напомним, что эти коэффициенты особенно не применимы к молодым возрастам. Более правильно применять понижающиеся коэффициенты, к которым еще можно применять, как это будет показано дальше, данный метод.

Мы видим, что в тех возрастах, когда случаи прибыли и убыли накладываются друг на друга, изменения коэффициента экономически активного населения отражают только сальдо при движении за каждый год. Однако, к счастью, как мы уже видели, такое одновременное вступление в трудовую жизнь и выбытие из нее практически наблюдаются только у взрослых женщин в некоторые периоды их жизни.

Этот метод применяется, когда коэффициенты экономически активного населения изменяются из года в год. Вместе с тем нужно следить за изменением коэффициентов по поколениям; в данном случае эти изменения уже не являются одинаковыми для одного и того же возраста.

Общий взгляд на использование перспективных расчетов возрастной структуры

Изучение населения по полу и возрасту позволяет надлежащим образом описать многие социальные явления.

Поэтому перспективными расчетами населения одного и того же типа можно пользоваться для нескольких различных целей.

Мы здесь особенно подробно останавливались на способах обращения с чистыми демографическими перспективными исчислениями и исчислениями с целью получения перспективных расчетов численности школьных контингентов или экономически активного населения. Но для примера кратко остановимся на двух других областях применения перспективных исчислений населения:

некоторые перспективные расчеты потребления, особенно в отношении удовлетворения необходимых потребностей [1], могут быть намечены с помощью перспективных расчетов по возрастам. Остановимся на перспективном расчете потребностей в пищевых продуктах, исчисленных в странах, для которых остро стоит проблема существования; при этом применяются коэффициенты, разные для разных возрастов. Можно дать коэффициент 1 для взрослых и коэффициент 0,7 для некоторых групп молодых и для старых возрастов. Можно идти еще дальше, входя в подробности пищевых рационов по содержанию в них белковых веществ и т. д.;

одновременно с процессом постарения населения, происходящим в западных странах, забота общества о старых людях обеспечивается все более и более часто за счет разных видов обложения экономически активного населения. Для того чтобы эта коллективная ответственность за стариков могла быть обеспечена, надлежит определить перспективы как для тех показателей,

[1] Можно говорить о потреблении, когда потребитель имеет возможность делать выбор из множества продуктов, которые предлагаются ему в изобилии. Под необходимыми насущными потребностями (besoins) понимается то, что должно быть предложено индивидууму для удовлетворения его наиболее элементарных запросов. Если учитывать эти тонкие оттенки, то надо сказать, что перспективные расчеты числа населения по возрастам особенно хорошо помогают наметить именно перспективы удовлетворения насущных потребностей.

которые связаны с затратами на содержание неработающих стариков, так и для показателей, характеризующих специфические потребности старых людей (медицинское обслуживание, дома призрения). Предвидения населения по возрастам являются одним из важных элементов, который вместе с другими данными (о пенсионном законодательстве, о структуре потребностей в медицинской помощи в зависимости от возраста и т. д.) позволяет более точно предвидеть будущую эволюцию.

Наконец, нужно отметить, что использование будущей возрастной структуры населения всегда бывает основано на более или менее тонком учете численности различных классов населения. Возможности в этой области связаны со статистической информацией за предыдущее время. Если в нашем распоряжении нет такой информации за прошедшие и даже за относительно недавние годы, то будет невозможно правильно выбрать показатели, которые мы применяем к периоду определяемых нами перспектив. Напомним, что во Франции до недавнего времени (1956 г.) не существовало коэффициентов охвата школьным обучением по возрастам и не возникал вопрос о предвидении численности школьников с помощью таких коэффициентов.

Однако предвидение по возрастам не всегда служит лучшим промежуточным звеном для установления перспектив, которые должны быть увязаны с демографической эволюцией. При таком типе анализа отдельное лицо рассматривается как приобретающее свои характерные черты от принадлежности к определенной возрастной группе, тогда как в действительности многие аспекты поведения каждого лица (например, в области потребления) зависят от его образа жизни как члена того или иного домашнего хозяйства. Точно так же прогнозы числа хозяйств, в некоторых случаях группируемых по тем или иным признакам, дают наилучшую демографическую базу для различных предвидений в экономической и социальной области. К сожалению, методология предвидения развития домашних хозяйств еще очень слабо разработана, и в рамках нашей книги мы не будем подробно останавливаться на том немногом, что существует в этом вопросе.

Применение некоторых гипотез

Существует такая форма применения перспективных расчетов, которая связана не столько с обработкой чистых демографических данных, сколько с выбором гипотез, которые кладут в основу расчета. Покажем это на одном примере.

Если при определении региональных перспектив (например, во Франции при определении перспектив населения по департаментам) исследователь оставляет без внимания возможные миграционные движения, то он игнорирует такой фактор эволюции, который в прошлом нередко играл преобладающую роль. Поэтому можно a priori отвергать всякое значение таких расчетов.

Однако во Франции внутренняя миграция очень плохо учитывается; поэтому было бы затруднительно формулировать гипотезы для будущего, основанные на продолжении прежних тенденций развития, которые мы не знаем или же знаем плохо.

С другой стороны, эти географические перемещения нельзя считать неизбежными, и мы видим, что уже делаются попытки препятствовать некоторым из них. В данном случае предвидение без учета миграции может играть свою роль; действительно, можно представить себе, что гипотезы, входящие в перспективный расчет, отбираются таким образом, чтобы направлять политическую, экономическую и социальную деятельность на осуществление этих гипотез.

В данном примере, когда мы делаем прогнозы без учета миграций, мы устанавливаем, каким стало бы существующее в настоящее время экономически активное население одного департамента, предположим, через 10 лет, если бы все это население оставалось в пределах своего департамента [1]. Поскольку одним из наиболее распространенных мотивов эмиграции служат поиски работы (или лучшей работы), в этой гипотезе о замкнутом населении департамента весьма важно учитывать эволюцию желательного числа работников.

Мы здесь задаемся целью сделать прогнозы экономически активного населения на основе описанных выше технических приемов и таким путем вывести изменения экономически активного населения в период 1960—1970 гг.

Так, например, мы берем мужское население департамента Иль и Вилен и находим, что объем занятости должен был бы увеличиться на 4700 единиц между 1960 и 1965 гг. и на 6700 единиц между 1965 и 1970 гг., чтобы удовлетворить их спрос на работу.

Однако появление новых рабочих мест будет наблюдаться только в несельскохозяйственном секторе, так как в сельскохозяйственном населении наблюдается избыток. Согласно некоторым гипотезам и некоторым способам расчетов, в детали которых мы здесь не можем входить, занятость мужского сельскохозяйственного населения департамента Иль и Вилен должно сократиться на 4300 человек между 1960 и 1965 гг. и на 4800 человек между 1965 и 1970 гг.

Поэтому требуется создание новых рабочих мест в несельскохозяйственном секторе:

9000 новых единиц между 1960 и 1965 гг.;
11500 новых единиц между 1965 и 1970 гг.

Только при этом условии департамент будет иметь некоторые шансы удержать свое население, предоставляя работу всем, кто в ней нуждается.

[1] Или по крайней мере имело бы нулевой баланс по миграции со всеми остальными департаментами Франции и с заграницей.

ПРИЛОЖЕНИЯ

1. Таблицы Рида и Мерелла [1]

Эти таблицы, кроме табл. 1[2], были опубликованы в журнале The American Journal of Hygiene, т. 30, № 2, сентябрь 1939 г. Мы благодарим редакцию этого журнала за разрешение воспроизвести их здесь и тем самым сделать их более доступными французским читателям.

Следующие формулы определяют связь между коэффициентами и вероятностями:

табл. 1: $_4q_1 = 1 - e^{-4\,{}_4m_1 - 0{,}008\,(4)^3\,{}_4m_1^2}$;

табл. 2: $_5q_x = 1 - e^{-5\,{}_5m_x - 0{,}008\,(5)^3\,{}_5m_x^2}$;

табл. 3: $_{10}q_x = 1 - e^{-10\,{}_{10}m_x - 0{,}008\,(10)^3\,{}_{10}m_x^2}$.

ТАБЛИЦА 1[1]

$_4m_1$	$_4q_1$	Δ	$_4m_1$	$_4q_1$	Δ
		.00			.00
.000	.00 000	399	.020	.07 707	371
.001	.00 399	398	.021	.08 078	369
.002	.00 797	396	.022	.08 447	367
.003	.01 193	395	.023	.08 814	366
.004	.01 588	393	.024	.09 180	365
.005	.01 981	392	.025	.09 545	364
.006	.02 373	391	.026	.09 909	362
.007	.02 764	389	.027	.10 271	360
.008	.03 153	387	.028	.10 631	360
.009	.03 540	386	.029	.10 991	358
.010	.03 926	385	.030	.11 349	356
.011	.04 311	383	.031	.11 705	356
.012	.04 694	381	.032	.12 061	354
.013	.05 075	381	.033	.12 415	352
.014	.05 456	378	.034	.12 767	352
.015	.05 834	378	.035	.13 119	350
.016	.06 212	376	.036	.13 469	348
.017	.06 588	374	.037	.13 817	348
.018	.06 962	373	.038	.14 165	346
.019	.07 335	372	.039	.14 511	344
.020	.07 707	371	.040	.15 855	

[1] Десятичные дроби оставлены в том написании, как они обычно даются в английской литературе: нуль опущен, а вместо запятой—точка.— *Прим. ред.*

[1] Об этих таблицах см. на стр. 138—140.

[2] Данные табл. 1 были исчислены способом, описанным на стр. 139. Мы приводим оценки $_4q_1$ с точностью до пяти десятичных знаков (в таблицах Рида и Мерелла дается шесть знаков), что практически вполне достаточно.

ТАБЛИЦА 2. ЧАСТЬ *A*

$_5m_x$	$_5q_x$	Δ	$_5m_x$	$_5q_x$	Δ	$_5m_x$	$_5q_x$	Δ
		.00			.00			.00
.000	.000 000	4 989	.050	.223 144	3 952	.100	.399 504	3 116
.001	.004 989	4 965	.051	.227 096	3 935	.101	.402 620	3 100
.002	.009 954	4 943	.052	.231 031	3 915	.102	.405 720	3 085
.003	.014 897	4 920	.053	.234 946	3 897	.103	.408 805	3 070
.004	.019 817	4 897	.054	.238 843	3 879	.104	.411 875	3 056
.005	.024 714	4 876	.055	.242 722	3 861	.105	.414 931	3 041
.006	.029 590	4 852	.056	.246 583	3 842	.106	.417 972	3 026
.007	.034 442	4 830	.057	.250 425	3 824	.107	.420 998	3 011
.008	.039 272	4 808	.058	.254 249	3 807	108	.424 009	2 998
.009	.044 080	4 786	.059	.258 056	3 788	.109	.427 007	2 982
.010	.048 866	4 763	.060	.261 844	3 770	.110	.429 989	2 969
.011	.053 629	4 742	.061	.265 614	3 753	.111	.432 958	2 953
.012	.058 371	4 720	.062	.269 367	3 735	.112	.435 911	2 940
.013	.063 091	4 698	.063	.273 102	3 717	.113	.438 851	2 926
.014	.067 789	4 676	.064	.276 819	3 700	.114	.441 777	2 911
.015	.072 465	4 655	.065	.280 519	3 682	.115	.444 688	2 897
.016	.077 120	4 633	.066	.284 201	3 665	.116	.447 585	2 883
.017	.081 753	4 612	.067	.287 866	3 647	.117	.450 468	2 870
.018	.086 365	4 590	.068	.291 513	3 630	.118	.453 338	2 855
.019	.090 955	4 570	.069	.295 143	3 613	.119	.456 193	2 842
.020	.095 525	4 547	.070	.298 756	3 696	.120	.459 035	2 827
.021	.100 072	4 527	.071	.302 352	3 579	.121	.461 862	2 815
.022	.104 599	4 506	.072	.305 931	3 562	.122	.464 677	2 800
.023	.109 105	4 485	.073	.309 493	3 545	.123	.467 477	2 787
.024	.113 590	4 464	.074	.313 038	3 523	.124	.470 264	2 773
.025	.118 054	4 444	.075	.316 566	3 511	.125	.473 037	2 760
.026	.122 498	4 423	.076	.320 077	3 495	.126	.475 797	2 746
.027	.126 921	4 402	.077	.323 572	3 478	.127	.478 543	2 733
.028	.131 323	4 382	.078	.327 050	3 461	.128	.481 276	2 720
.029	.135 705	4 361	.079	.330 511	3 445	.129	.483 996	2 707
.030	.140 066	4 341	.080	.333 956	3 429	.130	.486 703	2 693
.031	.144 407	4 321	.081	.337 385	3 412	.131	.489 396	2 680
.032	.148 728	4 301	.082	.340 797	3 396	.132	.492 076	2 667
.033	.153 029	4 281	.083	.344 193	3 380	.133	.494 743	2 655
.034	.157 310	4 261	.084	.347 573	3 364	.134	.497 398	2 641
.035	.161 571	4 241	.085	.350 937	3 347	.135	.500 039	2 628
.036	.165 812	4 221	.086	.354 284	3 332	.136	.502 667	2 616
.037	.170 033	4 201	.087	.357 616	3 316	.137	.505 283	2 603
.038	.174 234	4 182	.088	.360 932	3 300	.138	.507 886	2 590
.039	.178 416	4 162	.089	.364 232	3 284	.139	.510 476	2 577
.040	.182 578	4 143	.090	.367 516	3 268	.140	.513 053	2 565
.041	.186 721	4 123	.091	.370 784	3 253	.141	.515 618	2 552
.042	.190 844	4 104	.092	.374 037	3 237	.142	.518 170	2 540
.043	.194 948	4 085	.093	.377 274	3 222	.143	.520 710	2 527
.044	.199 033	4 066	.094	.380 496	3 206	.144	.523 237	2 515
.045	.203 099	4 047	.095	.383 702	3 191	.145	.525 752	2 503
.046	.207 146	4 028	.096	.386 893	3 176	.146	.528 255	2 490
.047	.211 174	4 008	.097	.390 069	3 160	.147	.530 745	2 478
.048	.215 182	3 990	.098	.393 229	3 145	.148	.533 223	2 466
.049	.219 172	3 972	.099	.396 374	3 130	.149	.535 689	2 454
.050	.223 144	3 952	.100	.399 504	3 116	.150	.538 143	2 442

$_5m_x$	$_5q_x$	Δ	$_5m_x$	$_5q_x$	Δ	$_5m_x$	$_5q_x$	Δ
		.00			.00			.00
.150	.538 143	2 442	.200	.646 545	1 904	.250	.730 854	1 476
.151	.540 585	2 430	.201	.648 449	1 894	.251	.732 330	1 469
.152	.543 015	2 418	.202	.650 343	1 885	.252	.733 799	1 462
.153	.545 433	2 406	.203	.652 228	1 876	.253	.735 261	1 453
.154	.547 839	2 394	.204	.654 104	1 866	.254	.736 714	1 447
.155	.550 233	2 382	.205	.655 970	1 856	.255	.738 161	1 439
.156	.552 615	2 371	.206	.657 826	1 847	.256	.739 600	1 432
.157	.554 986	2 359	.207	.659 673	1 838	.257	.741 032	1 424
.158	.557 345	2 347	.208	.661 511	1 829	.258	.742 456	1 417
.159	.559 692	2 336	.209	.663 340	1 819	.259	.743 873	1 409
.160	.562 028	2 324	.210	.665 159	1 810	.260	.745 282	1 403
.161	.564 352	2 313	.211	.666 969	1 802	.261	.746 685	1 395
.162	.566 665	2 301	.212	.668 771	1 792	.262	.748 080	1 388
.163	.568 966	2 290	.213	.670 563	1 783	.263	.749 468	1 381
.164	.571 256	2 279	.214	.672 346	1 774	.264	.750 849	1 374
.165	.573 535	2 267	.215	.674 120	1 765	.265	.752 223	1 366
.166	.575 802	2 257	.216	.675 885	1 756	.266	.753 589	1 360
.167	.578 059	2 245	.217	.677 641	1 747	.267	.754 949	1 353
.168	.580 304	2 234	.218	.679 388	1 739	.268	.756 302	1 345
.169	.582 538	2 223	.219	.681 127	1 729	.269	.757 647	1 339
.170	.584 761	2 211	.220	.682 856	1 721	.270	.758 986	1 332
.171	.586 972	2 201	.221	.684 577	1 712	.271	.760 318	1 325
.172	.589 173	2 190	.222	.686 289	1 704	.272	.761 643	1 318
.173	.591 363	2 180	.223	.687 993	1 695	.273	.762 961	1 311
.174	.593 543	2 168	.224	.689 688	1 686	.274	.764 272	1 304
.175	.595 711	2 157	.225	.691 374	1 678	.275	.765 576	1 298
.176	.597 868	2 147	.226	.693 052	1 669	.276	.766 874	1 291
.177	.600 015	2 137	.227	.694 721	1 661	.277	.768 165	1 284
.178	.602 152	2 125	.228	.696 382	1 652	.278	.769 449	1 278
.179	.604 277	2 115	.229	.698 034	1 644	.279	.770 727	1 271
.180	.606 392	2 105	.230	.699 678	1 636	.280	.771 998	1 264
.181	.608 497	2 094	.231	.701 314	1 627	.281	.773 262	1 258
.182	.610 591	2 083	.232	.702 941	1 619	.282	.774 520	1 251
.183	.612 674	2 073	.233	.704 560	1 611	.283	.775 771	1 245
.184	.614 747	2 063	.234	.706 171	1 602	.284	.777 016	1 239
.185	.616 810	2 053	.235	.707 773	1 595	.285	.778 255	1 231
.186	.618 863	2 042	.236	.709 368	1 586	.286	.779 486	1 226
.187	.620 905	2 032	.237	.710 954	1 578	.287	.780 712	1 219
.188	.622 937	2 022	.238	.712 532	1 570	.288	.781 931	1 213
.189	.624 959	2 012	.239	.714 102	1 562	.289	.783 144	1 206
.190	.626 971	2 002	.240	.715 664	1 555	.290	.784 350	1 201
.191	.628 973	1 992	.241	.717 219	1 546	.291	.785 551	1 193
.192	.630 965	1 982	.242	.718 765	1 538	.292	.786 744	1 188
.193	.632 947	1 972	.243	.720 303	1 531	.293	.787 932	1 182
.194	.634 919	1 962	.244	.721 834	1 522	.294	.789 114	1 175
.195	.636 881	1 952	.245	.723 356	1 515	.295	.790 289	1 169
.196	.638 833	1 943	.246	.724 871	1 507	.296	.791 458	1 163
.197	.640 776	1 933	.247	.726 378	1 500	.297	.792 621	1 157
.198	.642 709	1 923	.248	.727 878	1 492	.298	.793 778	1 151
.199	.644 632	1 913	.249	.729 370	1 484	.299	.794 929	1 145
.200	.646 545	1 904	.250	.730 854	1 476	.300	.796 074	1 139

$_5m_x$	$_5q_x$	Δ	$_5m_x$	$_5q_x$	Δ	$_5m_x$	$_5q_x$	Δ
		.00			.000			.000
.300	.796 074	1 139	.350	.846 261	874	.400	.884 675	667
.301	.797 213	1 133	.351	.847 135	869	.401	.885 342	663
.302	.798 346	1 128	.352	.848 004	865	.402	.886 005	660
.303	.799 474	1 121	.353	.848 869	860	.403	.886 665	656
.304	.800 595	1 115	.354	.849 729	856	.404	.887 321	653
.305	.801 710	1 110	.355	.850 585	850	.405	.887 974	649
.306	.802 820	1 103	.356	.851 435	847	.406	.888 623	646
.307	.803 923	1 098	.357	.852 282	842	.407	.889 269	642
.308	.805 021	1 092	.358	.853 124	837	.408	.889 911	638
.309	.806 113	1 087	.359	.853 961	833	.409	.890 549	635
.310	.807 200	1 080	.360	.854 794	828	.410	.891 184	632
.311	.808 280	1 075	.361	.855 622	824	.411	.891 816	628
.312	.809 355	1 070	.362	.856 446	819	.412	.892 444	625
.313	.810 425	1 063	.363	.857 265	816	.413	.893 069	621
.314	.811 488	1 059	.364	.858 081	810	.414	.893 690	618
.315	.812 547	1 052	.365	.858 891	807	.415	.894 308	614
.316	.813 599	1 047	.366	.859 698	802	.416	.894 922	612
.317	.814 646	1 042	.367	.860 500	798	.417	.895 534	607
.318	.815 688	1 036	.368	.861 298	793	.418	.896 141	605
.319	.816 724	1 030	.369	.862 091	789	.419	.896 746	601
.320	.817 754	1 026	.370	.862 880	785	.420	.897 347	598
.321	.818 780	1 019	.371	.863 665	781	.421	.897 945	594
.322	.819 799	1 015	.372	.864 446	776	.422	.898 539	592
.323	.820 814	1 009	.373	.865 222	773	.423	.899 131	588
.324	.821 823	1 003	.374	.865 995	768	.424	.899 719	585
.325	.822 826	0 999	.375	.866 763	764	.425	.900 304	581
.326	.823 825	0 993	.376	.867 577	760	.426	.900 885	579
.327	.824 818	0 988	.377	.868 287	756	.427	.901 464	575
.328	.825 806	0 982	.378	.869 043	751	.428	.902 039	572
.329	.826 788	0 978	.379	.869 794	748	.429	.902 611	569
.330	.827 766	0 972	.380	.870 542	744	.430	.903 180	566
.331	.828 738	0 967	.381	.871 286	739	.431	.903 746	562
.332	.829 705	0 962	.382	.872 025	736	.432	.904 308	560
.333	.830 667	0 957	.383	.872 761	732	.433	.904 868	556
.334	.831 624	0 952	.384	.873 493	728	.434	.905 424	554
.335	.832 576	0 947	.385	.874 221	723	.435	.905 978	550
.336	.833 523	0 941	.386	.874 944	720	.436	.906 528	548
.337	.834 464	0 937	.387	.875 664	716	.437	.907 076	544
.338	.835 401	0 932	.388	.876 380	712	.438	.907 620	541
.339	.836 333	0 927	.389	.877 092	708	.439	.908 161	539
.340	.837 260	0 922	.390	.877 800	705	.440	.908 700	535
.341	.838 182	0 917	.391	.878 505	700	.441	.909 235	532
.342	.839 099	0 912	.392	.879 205	697	.442	.909 767	530
.343	.840 011	0 907	.393	.879 902	693	.443	.910 297	526
.344	.840 918	0 903	.394	.880 595	689	.444	.910 823	524
.345	.841 821	0 897	.395	.881 284	686	.445	.911 347	521
.346	.842 718	0 893	.396	.881 970	682	.446	.911 868	518
.347	.843 611	0 888	.397	.882 652	678	.447	.912 386	514
.348	.844 499	0 884	.398	.883 330	674	.448	.912 900	513
.349	.845 383	0 878	.399	.884 004	671	.449	.913 413	509
.350	.846 261	0 874	.400	.884 675	667	.450	.913 922	

ТАБЛИЦА 3. ЧАСТЬ *A*

$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ
		.00			.00			.00
.000	.000 000	9 959	.050	.405 479	6 391	.100	.660 404	3 920
.001	.009 959	9 874	.051	.411 870	6 332	.101	.664 324	3 879
.002	.019 833	9 792	.052	.418 202	6 273	.102	.668 203	3 840
.003	.029 625	9 709	.053	.424 475	6 214	.103	.672 043	3 800
.004	.039 334	9 627	.054	.430 689	6 156	.104	.675 843	3 762
.005	.048 961	9 546	.055	.436 845	6 098	.105	.679 605	3 723
.006	.058 507	9 465	.056	.442 943	6 041	.106	.683 328	3 685
.007	.067 972	9 384	.057	.448 984	5 985	.107	.687 013	3 646
.008	.077 356	9 305	.058	.454 969	5 928	.108	.690 659	3 610
.009	.086 661	9 225	.059	.460 897	5 872	.109	.694 269	3 571
.010	.095 886	9 147	.060	.466 769	5 816	.110	.697 840	3 535
.011	.105 033	9 068	.061	.472 585	5 762	.111	.701 375	3 499
.012	.114 101	8 990	.062	.478 347	5 706	.112	.704 874	3 462
.013	.123 091	8 913	.063	.484 053	5 653	.113	.708 336	3 426
.014	.132 004	8 836	.064	.489 706	5 598	.114	.711 762	3 390
.015	.140 840	8 760	.065	.495 304	5 546	.115	.715 152	3 355
.016	.149 600	8 684	.066	.500 850	5 492	.116	.718 507	3 320
.017	.158 284	8 608	.067	.506 342	5 439	.117	.721 827	3 285
.018	.166 892	8 534	.068	.511 781	5 388	.118	.725 112	3 251
.019	.175 426	8 459	.069	.517 169	5 335	.119	.728 363	3 216
.020	.183 885	8 386	.070	.522 504	5 284	.120	.731 579	3 183
.021	.192 271	8 312	.071	.527 788	5 234	.121	.734 762	3 149
.022	.200 583	8 239	.072	.533 022	5 182	.122	.737 911	3 116
.023	.208 822	8 167	.073	.538 204	5 132	.123	.741 027	3 083
.024	.216 989	8 095	.074	.543 336	5 083	.124	.744 110	3 050
.025	.225 084	8 023	.075	.548 419	5 033	.125	.747 160	3 018
.026	.233 107	7 953	.076	.553 452	4 984	.126	.750 178	2 986
.027	.241 060	7 882	.077	.558 436	4 935	.127	.753 164	2 954
.028	.248 942	7 812	.078	.563 371	4 887	.128	.756 118	2 923
.029	.256 754	7 743	.079	.568 258	4 840	.129	.759 041	2 891
.030	.264 497	7 673	.080	.573 098	4 791	.130	.761 932	2 861
.031	.272 170	7 606	.081	.577 889	4 745	.131	.764 793	2 830
.032	.279 776	7 536	.082	.582 634	4 698	.132	.767 623	2 799
.033	.287 312	7 470	.083	.587 332	4 652	.133	.770 422	2 769
.034	.294 782	7 402	.084	.591 984	4 605	.134	.773 191	2 740
.035	.302 184	7 336	.085	.596 589	4 560	.135	.775 931	2 710
.036	.309 520	7 269	.086	.601 149	4 515	.136	.778 641	2 680
.037	.316 789	7 204	.087	.605 664	4 470	.137	.781 321	2 652
.038	.323 993	7 139	.088	.610 134	4 425	.138	.783 973	2 623
.039	.331 132	7 073	.089	.614 559	4 382	.139	.786 596	2 594
.040	.338 205	7 010	.090	.618 941	4 337	.140	.789 190	2 567
.041	.345 215	6 946	.091	.623 278	4 294	.141	.791 757	2 538
.042	.352 161	6 881	.092	.627 572	4 251	.142	.794 295	2 511
.043	.359 042	6 820	.093	.631 823	4 209	.143	.796 806	2 483
.044	.365 862	6 756	.094	.636 032	4 166	.144	.799 289	2 456
.045	.372 618	6 695	.095	.640 198	4 123	.145	.801 745	2 429
.046	.379 313	6 633	.096	.644 321	4 083	.146	.804 174	2 402
.047	.385 946	6 572	.097	.648 404	4 041	.147	.806 576	2 376
.048	.392 518	6 511	.098	.652 445	4 000	.148	.808 952	2 350
.049	.399 029	6 450	.099	.656 445	3 959	.149	.811 302	2 324
.050	.405 479	6 391	.100	.660 404	3 920	.150	.813 626	2 298

ТАБЛИЦА 3. ЧАСТЬ *B*

$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ
		.00			.00			.000
.150	.813 626	2 298	.200	.901 726	1 290	.250	.950 213	693
.151	.815 924	2 273	.201	.903 016	1 274	.251	.950 906	683
.152	.818 197	2 248	.202	.904 290	1 259	.252	.951 589	675
.153	.820 445	2 222	.203	.905 549	1 244	.253	.952 264	666
.154	.822 667	2 198	.204	.906 793	1 228	.254	.952 930	658
.155	.824 865	2 174	.205	.908 021	1 215	.255	.953 588	649
.156	.827 039	2 149	.206	.909 236	1 199	.256	.954 237	641
.157	.829 188	2 125	.207	.910 435	1 185	.257	.954 878	633
.158	.831 313	2 102	.208	.911 620	1 171	.258	.955 511	624
.159	.833 415	2 078	.209	.912 791	1 157	.259	.956 135	617
.160	.835 493	2 054	.210	.913 948	1 142	.260	.956 752	608
.161	.837 547	2 032	.211	.915 090	1 129	.261	.957 360	601
.162	.839 579	2 008	.212	.916 219	1 115	.262	.957 961	593
.163	.841 587	1 986	.213	.917 334	1 102	.263	.958 554	585
.164	.843 573	1 964	.214	.918 436	1 088	.264	.959 139	577
.165	.845 537	1 941	.215	.919 524	1 075	.265	.959 716	570
.166	.847 478	1 920	.216	.920 599	1 062	.266	.960 286	562
.167	.849 398	1 897	.217	.921 661	1 049	.267	.960 848	555
.168	.851 295	1 876	.218	.922 710	1 036	.268	.961 403	548
.169	.853 171	1 855	.219	.923 746	1 024	.269	.961 951	541
.170	.855 026	1 833	.220	.924 770	1 011	.270	.962 492	534
.171	.856 859	1 813	.221	.925 781	0 998	.271	.963 026	526
.172	.858 672	1 792	.222	.926 779	0 986	.272	.963 552	520
.173	.860 464	1 771	.223	.927 765	0 974	.273	.964 072	513
.174	.862 235	1 751	.224	.928 739	0 962	.274	.964 585	506
.175	.863 986	1 731	.225	.929 701	0 950	.275	.965 091	499
.176	.865 717	1 711	.226	.930 651	0 939	.276	.965 590	493
.177	.867 428	1 692	.227	.931 590	0 926	.277	.966 083	486
.178	.869 120	1 672	.228	.932 516	0 916	.278	.966 569	480
.179	.870 792	1 652	.229	.933 432	0 904	.279	.967 049	473
.180	.872 444	1 633	.230	.934 336	0 892	.280	.967 522	467
.181	.874 077	1 615	.231	.935 228	0 882	.281	.967 989	461
.182	.875 692	1 596	.232	.936 110	0 871	.282	.968 450	455
.183	.877 288	1 577	.233	.936 981	0 859	.283	.968 905	449
.184	.878 865	1 559	.234	.937 840	0 849	.284	.969 354	443
.185	.880 424	1 540	.235	.938 689	0 839	.285	.969 797	436
.186	.881 964	1 523	.236	.939 528	0 827	.286	.970 233	431
.187	.883 487	1 505	.237	.940 355	0 818	.287	.970 664	426
.188	.884 992	1 487	.238	.941 173	0 807	.288	.971 090	419
.189	.886 479	1 470	.239	.941 980	0 797	.289	.971 509	414
.190	.887 949	1 452	.240	.942 777	0 787	.290	.971 923	408
.191	.889 401	1 436	.241	.943 564	0 777	.291	.972 331	403
.192	.890 837	1 418	.242	.944 341	0 767	.292	.972 734	397
.193	.892 255	1 402	.243	.945 108	0 758	.293	.973 131	392
.194	.893 657	1 386	.244	.945 866	0 748	.294	.973 523	387
.195	.895 043	1 368	.245	.946 614	0 738	.295	.973 910	381
.196	.896 411	1 353	.246	.947 352	0 729	.296	.974 291	377
.197	.897 764	1 337	.247	.948 081	0 720	.297	.974 668	371
.198	.899 101	1 320	.248	.948 801	0 710	.298	.975 039	366
.199	.900 421	1 305	.249	.949 511	0 702	.299	.975 405	361
.200	.901 726	1 290	.250	.950 213	0 693	.300	.975 766	356

ТАБЛИЦА 3. ЧАСТЬ С

$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ	$10^m x$	$10^q x$	Δ
		.000			.000			.0000
.300	.975 766	356	.350	.988 667	175	.400	.994 908	82
.301	.976 122	352	.351	.988 842	173	.401	.994 990	82
.302	.976 474	346	.352	.989 015	171	.402	.995 072	80
.303	.976 820	342	.353	.989 186	168	.403	.995 152	80
.304	.977 162	337	.354	.989 354	165	.404	.995 232	77
.305	.977 499	333	.355	.989 519	163	.405	.995 309	77
.306	.977 832	328	.356	.989 682	161	.406	.995 386	76
.307	.978 160	323	.357	.989 843	158	.407	.995 462	74
.308	.978 483	319	.358	.990 001	157	.408	.995 536	73
.309	.978 802	315	.359	.990 158	153	.409	.995 609	72
.310	.979 117	310	.360	.990 311	152	.410	.995 681	71
.311	.979 427	306	.361	.990 463	149	.411	.995 752	70
.312	.979 733	302	.362	.990 612	147	.412	.995 822	69
.313	.980 035	297	.363	.990 759	145	.413	.995 891	68
.314	.980 332	294	.364	.990 904	143	.414	.995 959	66
.315	.980 626	289	.365	.991 047	141	.415	.996 025	66
.316	.980 915	285	.366	.991 188	139	.416	.996 091	64
.317	.981 200	282	.367	.991 327	136	.417	.996 155	64
.318	.981 482	277	.368	.991 463	135	.418	.996 219	63
.319	.981 759	274	.369	.991 598	133	.419	.996 282	61
.320	.982 033	269	.370	.991 731	130	.420	.996 343	61
.321	.982 302	266	.371	.991 861	129	.421	.996 404	60
.322	.982 568	263	.372	.991 990	127	.422	.996 464	58
.323	.982 831	258	.373	.992 117	125	.423	.996 522	58
.324	.983 089	255	.374	.992 242	123	.424	.996 580	57
.325	.983 344	252	.375	.992 365	121	.425	.996 637	56
.326	.983 596	248	.376	.992 486	120	.426	.996 693	56
.327	.983 844	244	.377	.992 606	117	.427	.996 749	54
.328	.984 088	241	.378	.992 723	116	.428	.996 803	53
.329	.984 329	237	.379	.992 839	114	.429	.996 856	53
.330	.984 566	234	.380	.992 953	113	.430	.996 909	52
.331	.984 800	231	.381	.993 066	111	.431	.996 961	50
.332	.985 031	228	.382	.993 177	109	.432	.997 011	51
.333	.985 259	224	.383	.993 286	107	.433	.997 062	49
.334	.985 483	221	.384	.993 393	106	.434	.997 111	49
.335	.985 704	218	.385	.993 499	104	.435	.997 160	47
.336	.985 922	215	.386	.993 603	103	.436	.997 207	47
.337	.986 137	212	.387	.993 706	101	.437	.997 254	47
.338	.986 349	209	.388	.993 807	100	.438	.997 301	45
.339	.986 558	206	.389	.993 907	098	.439	.997 346	45
.340	.986 764	203	.390	.994 005	096	.440	.997 391	44
.341	.986 967	200	.391	.994 101	096	.441	.997 435	43
.342	.987 167	197	.392	.994 197	093	.442	.997 478	43
.343	.987 364	194	.393	.994 290	093	.443	.997 521	42
.344	.987 558	192	.394	.994 383	090	.444	.997 563	42
.345	.987 750	188	.395	.994 473	090	.445	.997 605	40
.346	.987 938	186	.396	.994 563	088	.446	.997 645	40
.347	.988 124	184	.397	.994 651	087	.447	.997 685	40
.348	.988 308	180	.398	.994 738	085	.448	.997 725	38
.349	.988 488	179	.399	.994 823	085	.449	.997 763	39
.350	.988 667	175	.400	.994 908	082	.450	.997 802	

II. ПРОМЕЖУТКИ ВРЕМЕНИ МЕЖДУ РОЖДЕНИЯМИ [1]

Промежутки в годах	Вторые дети					Третьи дети				
	Фр.	Бог.	Мор.	Слов.	Закар. Укр.	Фр.	Бог.	Мор.	Слов.	Закар. Укр.
0. . .	2	2	2	2	2	2	2	3	2	2
1. . .	22	24	28	26	25	16	21	23	20	19
2. . .	33	26	29	33	37	33	28	30	33	38
3. . .	16	15	15	17	19	19	17	17	20	24
4. . .	9	11	9	8	8	11	11	9	9	8
5. . .	6	7	6	5	4	7	7	7	6	4
6. . .	4	5	4	4	2	4	4	4	4	2
7. . .	3	4	3	2	1	3	4	3	2	1
8. . .	2	2	2	1	1	2	2	2	2	1
9. . .	2	2	1	1	1	2	2	1	1	1
10. . .	1	1	1	1	—	1	1	1	1	—
11. . .	—	1	—	—	—	—	1	—	—	—
Итого	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Промежутки в годах	Четвертые дети					Пятые дети				
0. . .	2	3	3	2	2	3	4	3	2	2
1. . .	16	21	23	19	18	16	22	23	20	18
2. . .	33	28	32	35	37	33	29	33	36	37
3. . .	20	17	17	21	27	20	17	17	22	27
4. . .	11	11	9	9	8	11	10	9	8	8
5. . .	6	7	6	5	4	6	6	6	4	4
6. . .	4	4	4	4	2	4	4	4	3	2
7. . .	3	4	2	2	1	3	3	2	2	1
8. . .	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1
9. . .	2	1	1	1	—	1	1	1	1	—
10. . .	1	1	1	1	—	1	1	1	1	—
11. . .	—	1	—	—	—	—	1	—	—	—
Итого	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Промежутки в годах	Шестые дети					Седьмые дети					Восьмые дети				
	Фр.	Бог.	Мор.	Слов.	Закар. Укр.	Фр.	Бог.	Мор.	Слов.	Закар. Укр.	Фр.	Бог.	Мор.	Слов.	Закар. Укр.
0	3	4	3	3	3	3	4	3	3	3	4	4	4	4	4
1	17	24	24	20	18	17	24	24	20	16	19	26	24	20	19
2	36	30	33	36	36	37	31	35	36	38	37	34	35	36	38
3	20	18	19	22	27	21	18	19	23	27	20	18	20	23	24
4	10	8	9	8	9	10	8	8	8	9	10	8	8	8	9
5	6	6	5	4	3	5	6	4	4	3	5	5	4	4	3
6	3	3	3	3	2	3	3	3	3	2	2	2	2	3	1
7	2	2	2	1	1	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1
8	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1
9	1	1	1	1	—	1	1	1	1	—	1	1	1	—	—
10	1	1	—	1	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—
11	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Итого	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Фр. — Франция; Бог. — Богемия; Мор. — Моравия; Слов. — Словакия; Закар. Укр. — Закарпатская Украина.

Для Франции распределение взято из анкеты государственных служащих и рабочих за 1907 г.; для Чехословакии оно взято из материалов исследования поколений 1925—1926 гг. Промежутки времени здесь даны как разность годов рождения.

[1] Распределение 100 рождений данной очередности по продолжительности времени, прошедшего после предыдущего рождения.

ОГЛАВЛЕНИЕ

Предисловие 5

I. ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЕ ЗАМЕЧАНИЯ 7
1. Изучаемые совокупности и источники 7
2. Ориентировка во времени 20
3. Коэффициенты в демографии 36

II. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ЯВЛЕНИЯ 65
1. Анализ демографических явлений 65
2. Смертность 73
3. Таблицы смертности 109
4. Брачность 154
5. Рождаемость и плодовитость 171
А. Обычные коэффициенты 173
Б. Продолжительность брака 195
В. Очередность рождений 214
Г. Статистический анализ семьи 236

III. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ СТРУКТУРЫ 255
1. Структура населения 255
2. Модели населения 296
3. Воспроизводство населения 328

IV. ПЕРСПЕКТИВНОЕ ИСЧИСЛЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ 355
1. Введение 355
2. Расчет числа доживших 362
3. Перспективы рождаемости 392
4. Применение демографических перспективных исчислений . . . 417
Приложения 436

РОЛАН ПРЕССА

Народонаселение и его изучение

Редактор *З. А. Сумник*

Техн. редактор *К. К. Сенчило* Корректор *В. А. Жудов*

Переплет и суперобложка художника *Н. Максимова*

Сдано в набор 12/I 1966 г. Подписано к печати 27/VII 1966 г.
Формат бум. 60×90/16. Бумага № 1. Объем 27,75 печ. л. Уч.-изд. л 28,95.
Тираж 8000 экз. (Тематич. план 1966 г. № 20)

Издательство «*Статистика*», Москва, ул. Кирова, 39.
Заказ № 194. Цена 2 р. 22 к.
Московская типография № 16 Главполиграфпрома Комитета по печати при Совете Министров СССР. Москва, Трехпрудный пер., 9