

Дж. Ч. УИППЛЬ и С. А. НОВОСЕЛЬСКИЙ

О С Н О В Ы  
ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ  
И С А Н И Т А Р Н О Й  
СТАТИСТИКИ

ДОПУЩЕНО ГУС'ОМ В КАЧЕСТВЕ  
ПОСОБИЯ ДЛЯ МЕДИЦИНСКИХ ВУЗОВ

ГОСУДАРСТВЕННОЕ  
МЕДИЦИНСКОЕ ИЗДАТЕЛЬСТВО

„Пров 38“

НЕ  
88



467  
29

Главлит № А 25396. Г. М. И. № 9568. 1929 г. Зак. № 1178. Тираж 4000.

«Месполиграф» 14-я тип. Варгунжина гора, 8.

---

## ПРЕДИСЛОВИЕ

Первое издание книги умершего недавно профессора Гарвардского университета Дж. Уиппля «Vital Statistics, an Introduction to the Science of Demography» вышло в Соед. Штатах в 1919 году. Уже через 4 года, в 1923 году, книга вышла вторым изданием. За эти 4 года, как видно из авторского предисловия ко 2-му изданию, книга была переведена на японский язык и переводилась на итальянский и на испанский. Все это само по себе указывает на значительные достоинства книги, заключающиеся особенно в элементарно-простом и живом изложении, что крайне ценно для начинающих, для которых в первую очередь и предназначена книга.

Достоинством книги является также то обстоятельство, что она включает не только основы демографической и санитарной статистики, но и основные элементы теоретической статистики.

При издании книги на русском языке пришлось, однако, считаться с тем, что книга Уиппля всецело приурочена к американским условиям и к американскому читателю. Вопросы организации статистических наблюдений, правила и формы регистрации, статистические построения, статистические данные, числовые примеры,— все это относится исключительно к американским материалам,

и даже преимущественно к материалам одного штата — Массачузетс, — места преподавания автора. Кроме того, многие существенные отделы теории статистики и демографии в книге У и п п ля либо вовсе не затронуты, либо затронуты слишком бегло и кратко.

В виду этого в русское издание книги пришлось внести значительные дополнения и изменения. Многие части написаны нами заново, многое дополнено, многое изменено и многое сокращено. Настоящая книга поэтому не является «переводом с дополнениями и изменениями» в обычном смысле этого слова, а скорее переложением или переделкой книги У и п п ля.

Более значительные дополнения отмечены звездочками \*, помещенными в начале соответствующих абзацов, но выделять и оговаривать все весьма многочисленные мелкие дополнения и изменения по техническим условиям не представляется возможным. В виду этого ответственность за содержание книги и могущие встретиться упущения и промахи падает, понятно, всецело на нас.

Глава «О статистике болезненности в СССР» составлена по моей просьбе глубокоуважаемым П. И. Куркиным. Считаю приятным долгом выразить ему глубокую благодарность.

С. Новосельский.

---

## ОТ ИЗДАТЕЛЬСТВА

В виду значительной переработки проф. С. Новосельским русского издания книги покойного Дж. У и п п ля издательство сочло более правильным выпустить настоящий труд, указав в качестве авторов его У и п п ля и Новосельского.



---

## ГЛАВА ПЕРВАЯ

### ДЕМОГРАФИЯ И СТАТИСТИЧЕСКИЙ МЕТОД.

Демография в широком значении этого слова представляет собою статистическое изучение человеческой жизни. Демография изучает такие жизненные явления и факты, как рождение, физическое развитие, брак, болезнь, смерть и вместе с тем затрагивает параллельно вопросы политические, экономические, социальные, вопросы народного образования, санитарии, гигиены, медицины. В более узком смысле термин «демография» применяется в качестве синонима термина «статистика населения».

Термин «демография» происходит от греческих слов: демос — народ и графо — писать. Этот термин пользуется широким распространением; имеется, в частности, авторитетное международное периодически собирающееся научное объединение, носящее название Международного конгресса гигиены и демографии.

Демография не является законченной научной системой с прочно установленными на основании фактических данных научными законами; она проходит сейчас стадию накопления материала и описательной, преимущественно исследовательской работы. Таков, однако, путь всех научных дисциплин.

Поэтому демографию можно признать наукой, исследующей статистическими приемами вопросы рождения человеческих поколений, их развития, упадка и смерти.

Демография в прошлом и настоящем. Слово «демография» вошло в научный обиход сравнительно недавно, и демография до сего времени не заняла надлежащего места среди безусловно признанных научных отраслей. Между тем собирание материалов, относящихся к жизненным явлениям, и числовое их выражение началось с незапамятных времен.

Понятно, что различные отделы демографии насчитывают и разную давность. Древнейшей, повидимому, является генеалогия. Уже в библейских легендах имеются родословные записи потомков Адама. Учеты населения, главным образом в целях фиска, производились за несколько тысяч лет до начала нашего летоисчисления в Китае, Египте, Персии, Иудее, равным образом в древней Греции и Риме.

С современными переписями населения в техническом отношении эти учеты имеют, конечно, мало общего.

В 1662 году Джон Граунт разработал материалы о родившихся и умерших в Лондоне по данным церковных записей и опубликовал эти материалы в книге, привлечшей к себе общее внимание.

Вместе с тем возникновение других отраслей демографии, как евгеники и биометрии, относится к очень недавнему времени. Развитие биометрии связано с именами Гальтона и Пирсона, являющихся основателями новой школы статистиков - биометриков.

Таким образом в отдельных своих частях демография является одновременно и старой и новой наукой.

Из истории статистики. Статистика, как термин, происходит от латинского слова *status*, первоначально означавшего «положение», «состояние»; в средние века слово *status* соответствовало понятию «государство», а *statista*, *statisticus* обозначало «государственного человека», «знатока государства». В XVII и XVIII столетиях слагается понятие *statistica*, охватывающее совокупность сведений о государстве; термин «статистика» впервые встречается у геттингенского профессора Ахенвалля (1719—1772). Систематическое опубликование данных официальной статистики ведет свое начало от Бюшинга (1724—1793), опубликовавшего много статистических материалов в своем курсе государственоведения и в основанном им журнале.

Бюшинг явился основателем сравнительного метода в статистике, представлявшего шаг вперед по отношению к описательной школе Ахенвалля. Применение сравнительного метода увеличило значение цифрового материала и способствовало возникновению так называемой школы табличных статистиков (Анхерсен, Кроме).

Статистические исследования производились также рядом ученых, не являвшимися статистиками по своей основной специальности, но внесшими очень многое в область статистической теории и методологии.

Известному астроному Галлею (1656—1742) принадлежит построение в 1693 г. первой таблицы смертности и величин средней продолжительности жизни для отдельных возрастов. Этой таблицей

положены основы научной разработки вопросов страхования жизни. Примененный Галлеем при построении этой таблицы метод получил название метода Галлея. Известный математик Я. Бернулли (1654—1705) положил основу теории вероятностей, имеющей первостепенное значение для современной статистической теории. Эта работа Бернулли, под заглавием *Argi coniectandi*, была опубликована через 8 лет после его смерти, в 1713 г. Сто лет спустя работы Бернулли получили широкое развитие и обоснование в «Аналитической теории вероятностей» (1813) знаменитого астронома и математика Лапласа (1749—1827).

Упомянутый выше Джон Граунт заложил основы научной демографии, издав в 1662 г. свою замечательную книгу «Биологические и социологические наблюдения над списками умерших».

В 1741 г. немецкий пастор Иоганн Зюсмилх (1707—1767) издал свою известную книгу «Божественный порядок», где пытался создать своеобразную теологическую философию на основе устойчивости чисел браков, рождений и смертей. Между прочим, из факта приблизительного равенства числа мужского и женского населения он делал заключение о необходимости моногамии. Сопоставляя высоту смертности городского и сельского населения, Зюсмилх объяснял более высокую смертность населения городов—божьей карой за безнравственность и излишества горожан. Оставляя в стороне философские взгляды Зюсмилха, необходимо отметить, что работы его имеют большое значение, являясь одним из основных научно систематизированных трудов по статистике населения; они оказали значительное влияние на многие последующие работы.

По мере накопления статистических материалов происходит выделение и обособление отдельных отраслей от общей статистики в прежнем значении этого слова. Статистические данные получают научную разработку в политико-экономических исследованиях, прежде всего в трудах классической школы политической экономии: в «Богатстве народов» Адама Смита (1776), далее—у Мальтуса в его «Опыте о законе населения» (1798) и у других экономистов последующего периода. Статистико-экономическая география приобретает самостоятельное значение в работах Риттера (1779—1859).

В конце XVIII века общества страхования жизни стали переходить от материалов о смертности, относящихся ко всему населению, к обработке собственных материалов о смертности, собранных страховыми обществами в процессе их работы.

Это разветвление статистической науки и расширение сферы практического ее применения не способствовало, однако, и не шло параллельно усовершенствованию и углублению статистической методологии и теории.

Бельгийский статистик Кетле (1796—1874), сыгравший большую роль в истории статистики, называл статистику «королевой всех наук». В его исследованиях теория вероятностей была применена для изучения социальных явлений.

\* Конец XIX и начало XX века ознаменовались быстрым развитием и успехами теоретической статистики, на основе широкого привлечения математики и теории вероятностей. Особенную роль здесь сыграли блестящие работы лондонского профессора К. Пирсона (род. в 1858 г.) и его учеников. Выдающееся значение в развитии современной теоретической статистики имеют также

работы германских ученых В. Лексиса (1837—1914), В. Борткевича (род. в 1868 г.) и труды безвременно умершего профессора ленинградского Политехнического института А. А. Чупрова (1874—1926).

Статистический метод. Статистика представляет факты, выраженные числами. Зарегистрированный факт рождения является, понятно, не статистикой, но жизненным явлением. Постольку, однако, поскольку зарегистрированные рождения группируются, подсчитываются и получают числовое выражение, — можно признать зарегистрированное рождение статистической единицей, единицей счета.

Цифровое выражение тех или иных явлений открывает широкие возможности для их изучения и сопоставления, группировки, анализа, комбинирования. В этой работе находят широкое применение математические приемы анализа статистического материала. Отдельные из этих приемов детально разработаны и весьма сложны, требуя для своего применения значительной математической подготовки исследователя. Имеются отделы теоретической статистики, в которых математическая часть решительно преобладает над собственно-статистической. Характеризуя этот математический уклон в статистике, известный датский статистик Вестергорд указывает, что есть статистики, которые являются статистиками, и есть статистики, являющиеся математиками. С другой стороны, ряд статистических исследований вполне выполним и при наличии только элементарной математической подготовки. В сущности, только эти элементарные приемы и пользуются широким применением и являются действительно необходимыми в практической работе.

Представляет ли статистика особую науку в роде химии, физики, биологии, или является лишь методом исследования? Этот вопрос составляет предмет длительных споров и разногласий. Основным затруднением для признания статистики самостоятельной наукой являлось кажущееся отсутствие самостоятельного предмета этой науки. Затруднение это, однако, отпадает, если отойти от определения статистики как науки в материальном смысле, т. е. науки, имеющей собственный исследовательский материал. Статистика является наукой о методе числового исследования явлений; наукой методологической, предметом которой и служит самый метод исследования. Вестергорд говорит, что статистика — вспомогательная наука для различных научных отраслей.

Значение статистического метода. Статистика является необходимым приемом познания и исследования во всех случаях, когда данное явление выходит за пределы единичных случаев или фактов. При наличии множества таких фактов, охват их возможен лишь при условии числового их выражения. Деревенский старожил может, например, удерживать в памяти всех умерших в деревне за несколько лет. Однако, таких данных — хотя бы мы и имели список всех умерших — для исследования смертности недостаточно; требуется цифровой подсчет, известная группировка и обработка материала, чтобы иметь возможность строить выводы, представляющие более широкую значимость.

«Сухость» статистических цифр. Широко распространенным является представление

о сухости, неинтересности статистических цифр. Статистические цифры разделяют здесь участь всех цифр вообще, которые, взятые сами по себе, действительно представляются «сухими», «мертвыми», «отвлеченными». Такое отвлечение, отрыв от живой действительности не может, однако, считаться чем-то обязательно присущим статистическому материалу. Для оживления, осознания статистических чисел надо уметь конкретно представить себе те жизненные явления, которые данные цифры отражают. Эта задача существенно облегчается предварительным ознакомлением с материальной природой явлений, составляющих предмет числового изучения. Чтобы статистика и статистические числа не казались «сухими», надо всегда иметь в виду, что числа эти не простые цифры, но цифры, заменяющие известные явления и факты.

Доказательная сила статистических чисел. Не менее распространенным, чем только что приведенное мнение о сухости статистических цифр, является взгляд, что «статистикой можно доказать что угодно», что «статистика—это карета, которая везет, куда прикажут» (Карлейль).

Статистические материалы представляют собою цифровое выражение тех или иных фактов. Поэтому упомянутый взгляд на статистику, в сущности, возможно, формулировать и так: можно доказать что угодно фактами, выражая их в цифрах. Очевидно, что взгляд этот неправилен, и что произвольные, неправильные доказательства и выводы из цифр получатся лишь в результате неправильного или неумелого их рассмотрения, неумелого пользования цифрами, при чем, понятно, доказательства эти будут иметь силу только для лиц,



неспособных самостоятельно разобраться в данном вопросе.

Помимо неумелого пользования цифровыми данными возможно, однако, и сознательное их искажение в тех или иных целях. Подобные злоупотребления не составляют, конечно, чего-либо присущего именно статистике, как таковой.

В обоих указанных случаях, как при неумелом, так и при сознательно-злом, неправильном пользовании статистическим материалом — основным средством для избежания и устранения подобных явлений служит надлежащее знание статистической методики. Статистически грамотный человек меньше рискует впасть в ошибку при работе над статистическими материалами. Вместе с тем при знакомстве с приемами статистической работы, легко выявить случайные и умышленные неправильности в разработке и использовании статистических данных другими исследователями.

**Значение статистики населения.** Для каждой страны имеет величайшее значение точный учет ее жизненного капитала, — учет потерь его вследствие смертей и эмиграции и учет прибылей вследствие рождений и иммиграции. Истинное богатство страны заключается не в богатстве недр, не в обилии денег и материальных ценностей, но в здоровом и счастливом населении.

Статистика населения учитывает основную экономическую ценность, основной фактор хозяйственной деятельности, — население. Подобно бухгалтерии на предприятии, статистика населения ведет текущий учет движения населения и подводит баланс населения к тому или иному моменту путем производства переписей и исчислений населения. Эта «бухгалтерия населения» устанавливает

число жителей, их распределение по полу, возрасту, семейному состоянию, народности; определяет коэффициент брачности, рождаемости, смертности. Статистика населения, далее, изучает распределение населения по городским и сельским местностям, по роду занятий, по образованию. Эти данные определяют социальную значимость отдельных групп населения.

Ориентация в основных элементах статистики населения необходима для самых различных отраслей знания. Данные эти нужны не только для установления существующего положения или изучения прошлого, но и для планирования дальнейшей работы и оценки ее результатов. Установление на будущее время производственных планов требует знания численности, территориального распределения и состава возможных потребителей и участников в производстве; работа по здравоохранению невозможна без осведомленности о санитарно-гигиеническом состоянии населения. Ряд таких примеров можно легко продолжить.

Статистика населения и здравоохранение. Только-что отмеченное значение статистики населения для выработки разного рода мероприятий особенно ярко сказывается в области здравоохранения в широком значении этого слова. Планы водоснабжения, перепланировки городов создаются на основе существующего положения и с учетом перспектив роста населения на будущие годы. Рассматривая данные текущей статистики смертности и заболеваемости, можно предположительно определять ожидаемое возможное развитие отдельных заболеваний и соответственно этому принимать те или иные меры.

Статистика населения в отдельных государствах. В настоящее время является общепризнанным, что ведение статистики населения является обязанностью государственных органов. Во всех культурных государствах в настоящее время организовано собирание и разработка данных по статистике населения. Однако, правильная организация этого дела относится к сравнительно недавнему прошлому.

Из современных государств Швеция располагает наиболее продолжительным по времени непрерывным рядом наблюдений по статистике населения. Уже в 1741 г. начата была во всех церковных приходах Швеции регулярная регистрация браков, рождений и смертей, а с 1749 г. начаты были ежегодные исчисления населения, не носившие, однако, характера переписей населения в современном смысле этого слова.

Во Франции собирание различных статистических данных о населении, сельском хозяйстве и пр. производилось после французской революции 1789 г. знаменитым Лавуазье (1743—1794). Первая перепись населения была выполнена во Франции в 1801 г.

Издание кодекса Наполеона, оказавшее большое влияние на законодательство всех европейских государств, отразилось и на постановке в этих государствах статистики населения. Кодекс устанавливал во Франции обязательную гражданскую регистрацию рождений и смертей, под страхом взыскания за неисполнение этого требования. Регистрация обеспечивалась также и тем, что гражданско-правовые последствия признавались только за зарегистрированными фактами рождений и смертей; лицо, своевременно не зарегистрированное в качестве новорожденного, являлось как бы несуществующим и не пользовалось гражданскими правами.

Первоначальной целью введения во Франции обязательной регистрации родившихся и умерших была, несомненно, потребность в учете военно-обязанных. Вместе с тем, однако, этим было обеспечено систематическое получение основных демографических данных об естественном движении населения. Результаты введения кодекса Наполеона для демографии сказались не только во Франции, но и во всех тех странах, которые восприняли в своем законодательстве основные черты кодекса Наполеона (Бельгия, Голландия, Швейцария, Испания, Италия, Румыния и отдельные южно-американские республики).

В Англии старейшие демографические данные относятся еще к 1538 г., когда Генрихом VIII было предложено духовенству собрать по церковным приходам сведения о совершенных обрядах бракосочетания, крещения и погребения. Первая перепись населения была произведена в Англии в 1801 г.; производство же первой научно организованной переписи относится к 1851 г. Существующая в настоящее время система регистрации демографических фактов определена рядом парламентских актов, изданных между 1836 и 1901 гг.

Соединенные Штаты Северной Америки значительно отстают от прочих цивилизованных государств в деле постановки статистики населения. В Соединенных Штатах отсутствует единая государственная регистрационная система и не имеется полных данных о естественном движении населения во всех Штатах. Положение это объясняется тем, что организация регистрации браков, рождений и смертей предоставлена усмотрению отдельных штатов и не входит в компетенцию федеративного правительства. Лишь отдельные более старые Штаты, как Массачусетс и Нью-Джерсей, располагают достоверными цифрами по

движению населения за значительное число лет. К 1927 г. территория, на которой ведется достаточно точный учет умерших (так называемая «Registration area»), охватывала 89,8% всего населения Штатов, а соответственная территория для рождений—76,8% населения.

\* В России гражданская регистрация рождений, смертей и браков была декретирована после Октябрьской революции в декабре 1917 г. До этого источником сведений служили церковные записи или метрики, при чем повсеместное ведение метрических книг было установлено для православного духовенства в 1722 г. Для других исповеданий законы о ведении метрических книг появились значительно позднее, в первой половине XIX в. Регулярное, систематическое собирание и опубликование относящихся ко всем исповеданиям статистических данных о родившихся, умерших и браках началось у нас лишь с 1867 г. Для православного населения краткие данные стали регулярно опубликовываться с 1835 г. Всеобщих переписей населения в России было три, из них одна до революции, в 1897 г., и две после революции— в 1920 г. и в 1926 г.

Значение статистической индукции. В статистической исследовательской работе находят постоянно применение методы индуктивной логики (методы индукции), посредством коих из собранных фактов выводятся некоторые общие тенденции и правила.

Статистическая индукция служит одним из сильнейших познавательных орудий современной науки. Техника статистической индукции сводится в основном к выбору надлежащих образцов и примеров по изучаемому вопросу и логически правильному их использованию.

Статистический метод постоянно привлекается к испытанию и проверке гипотез в самых различных отраслях знания. Работа при этом делится на четыре последовательных части. Прежде всего необходимо построение подходящей гипотезы. Далее идет определение известных последствий, выводов, которые должны подтвердиться и иметь место, если гипотезы верны. Затем следует выбор подходящих объектов наблюдения для проверки действительного наступления ожидаемых следствий. Наконец, производится фактическое испытание правильности данной гипотезы.

В мыслительный исследовательский процесс при статистической работе входит не только индуктивное, но и дедуктивное мышление. При производстве опытного индуктивного исследования возможны известные логические скачки к каким-либо заключениям, после чего недостающие промежуточные звенья восполняются путем дедукции от заключения в обратном направлении.

Сплошное и частичное наблюдение. Первая стадия статистической работы, так называемое статистическое наблюдение, состоит в собирании материала.

Различается несколько способов статистического наблюдения, в зависимости от степени полноты охвата обследуемой массы.

При производстве сплошного статистического наблюдения выполняется подсчет всех входящих в состав данной совокупности единиц наблюдения. Классическим типом сплошного наблюдения служит перепись населения. Сплошной счет дает, вообще говоря, наиболее полные и точные результаты, но является часто невыполнимым. Сложность и громоздкость сплошного наблюдения вызвали

к жизни своего рода суррогаты этого способа собирания статистического материала. Таковыми являются методы частичного наблюдения—метод типической монографии и выборочный (репрезентативный) метод. При монографическом описании производится детальное обследование отдельных единиц наблюдения, признанных типическими для определенной массы. Понятно, что удачный выбор таких единиц имеет решающее значение для ценности результатов наблюдения. При удачном выборе метод этот может дать ценные результаты, хотя следует всегда быть осторожным в обобщениях на основе монографического метода. Выборочный метод применяется в двух различных видах. Возможен метод механической выборки—отбор случаев, характеризующихся каким-либо внешним признаком, связанным с наблюдаемым явлением лишь механически (например, отбор по жребию). Другой вариант выборочного обследования (метод групповой выборки) состоит в расчленении наблюдаемой массы по какому-либо признаку на типические группы, после чего в каждой такой группе производится отбор единиц наблюдения по механическому способу. Иногда отбор делается по типичности отбираемых единиц для целого.

Как монографический, так и выборочный методы имеют одинаковую, в сущности, цель—получение таких данных о части массы, которые могли бы характеризовать, «представительствовать» всю массу в целом. Принцип механического отбора представляет решительные преимущества в этом отношении, устраняя влияние субъективного элемента при отборе.

---

## ГЛАВА ВТОРАЯ.

### СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ.

Стадии статистического исследования. Выполняемая в процессе статистического (демографического, как и всякого иного) исследования работа может быть разделена на несколько стадий.

Прежде всего идет собирание статистического материала, так называемое статистическое наблюдение, выражающееся в регистрации единичных случаев и их индивидуальных признаков.

На второй ступени статистического исследования собранные индивидуальные данные превращаются в массовые цифры посредством табличных построений (статистическая сводка). В результате группировки и подсчета материала получают абсолютные цифры, на основе которых путем дальнейшей счетной обработки получают производные величины.

Счетная обработка образует переход к третьей и последней стадии статистической работы—научному анализу статистического материала, устанавливающему, посредством сопоставления и сравнения статистических рядов, определенные причинные отношения и характеристики, объединяющие отдельные факты.



\* Статистическое наблюдение. Различаются две формы статистического наблюдения—единовременное наблюдение (например, перепись) и текущее, постоянное наблюдение, так называемая текущая регистрация (например, регистрация рождений). При переписи собираемые сведения приурочиваются к одному определенному моменту времени; при текущей регистрации явления записываются по мере их наступления. Если, например, производится однократное медицинское освидетельствование какой-либо группы лиц, производится измерение их роста, веса и т. п., отмечаются имеющиеся у них болезни и физические недостатки, то исследование это носит характер переписи; если же эта группа лиц находится в течение известного промежутка времени под врачебным наблюдением, при чем записываются все возникающие среди них заболевания и т. п., то здесь имеется текущая регистрация.

Собирание статистического материала (статистическое наблюдение) может выполняться двумя способами. Статистическое учреждение командировует для собирания материалов специальных лиц; так производится, например, перепись населения. Второй путь получения статистического материала—это сообщение соответствующих данных статистическому органу отдельными организациями, учреждениями и лицами, обязанными к тому действующими узаконениями или существующей договоренностью; таким способом, например, здравотделы получают сведения о заболеваниях.

До начала самого собирания статистического материала надо тщательно обсудить и решить, какие именно данные необходимо получить. Круг сведений, подлежащих собиранию, определяется в каждом случае программой наблюдения. Порядок выполнения программы устанавливается

планом наблюдения. Как программа, так и план наблюдения должны быть построены так, чтобы обеспечить достаточный в количественном и качественном отношении материал.

В случаях пользования уже готовыми материалами, т. е. подвергшимися уже табличной сводке, требуется выяснение достоверности и надежности источников статистической информации.

Единица наблюдения. Статистические совокупности. При производстве наблюдения большое значение имеет тщательное и отчетливое определение понятия единиц наблюдения, из подсчета которых в дальнейшем получают определенные совокупности. Надо вместе с тем ясно установить, что именно, какие именно признаки мы желаем учесть в наблюдаемом явлении, и затем точно формулировать эти понятия. Дело в том, что при производстве самого наблюдения, при соприкосновении опросных схем с действительностью, самые общепонятные, казалось бы, обозначения могут вызвать недоразумения и разногласия. Поэтому важно, по возможности, предусмотреть такие случаи и обеспечить правильное и единообразное их разрешение. Это и достигается четкой формулировкой вопросов и подробной инструкцией к опросным формулярам.

\* Точное определение единицы наблюдения (счетной единицы) всегда необходимо, хотя бы оно на первый взгляд казалось излишним и не нуждающимся в объяснении. Так, при всеобщих переписях населения, когда должно быть переписано все население данной местности, возникает вопрос, является ли счетной единицей всякий находящийся в момент переписи на данной территории, хотя бы он был здесь случайно, проездом, или счетной

единицей являются только лица, постоянно живущие в этой местности? При переписи домов может возникнуть вопрос, считать ли домом, например, казарму, церковь и т. п. При переписи квартир необходимо определить, считать ли квартирами комнаты в домах с корридорной системой и общими кухнями, канцелярии, клубы, квартиры пустующие, полуразрушенные и т. п.?

\* Отграничение счетной единицы во многих случаях носит чисто условный характер. Так, при всероссийской переписи 28 августа 1920 г., не считались квартирами пустующие квартиры и нежилые и незанятые помещения, хотя бы они и могли служить для жилья (канцелярии, клубы и т. п.); при всесоюзной городской переписи 15 марта 1923 г., квартирами считались и пустующие квартиры, годные для жилья без капитального ремонта; отдельными квартирами считались и всякие помещения, имеющие жильцов, отделенные от других помещений стеной и имеющие особый вход, как например, дворничьи, швейцарские, сторожки и т. п. При переписях населения обыкновенно переписывается все наличное население, т. е. находящееся в момент переписи на данной территории, хотя бы временно и случайно.

При определении иных понятий, встречающихся в демографии (например, грудной ребенок, рождение и т. д.), также нужно подробное разъяснение всех этих терминов. Следует ли, например, включать мертворожденных в число рождений или нет?

Статистические совокупности представляют собою известное множество единиц наблюдения. Надо, чтобы признак, по которому эти единицы объединены в совокупность, был одинаково понят в применении ко всем единицам наблюдения.

Здесь возможны существенные расхождения во мнениях. Следует ли в число умерших в данном

городе (по этому числу определяется коэффициент смертности в городе) включать также лиц, умерших в этом городе, но не являющихся постоянными его жителями? Входят ли мертворожденные в число умерших? Всегда и всюду ли единообразно разрешались эти вопросы? Всегда ли понятие пневмонии или других болезней было одинаковым с современным определением? Особенного внимания в указанном смысле требует к себе статистика заболеваемости и причин смерти, если данные относятся к длительному периоду времени.

\* Техника записей. Технически, записи статистических наблюдений могут вестись двояким путем: во-первых,—в виде индивидуальных листов (карточек), где каждое единичное наблюдение (счетная единица) заносится на отдельный листок (например, статистическая карта больного); во-вторых, можно вести записи в форме ведомостей или списков (например, обычный амбулаторный журнал). Технически, в особенности для справочных целей, журнальная запись удобнее, чем карточная регистрация, но карточная регистрация представляет большие преимущества с точки зрения дальнейшего статистического подсчета и сводки, и во всех тех случаях, где возможно, предпочтительнее вести индивидуальную карточную регистрацию, все равно имеем ли мы дело с людьми, предметами или какими-либо явлениями.

Погрешности наблюдения. Одной из частых погрешностей наблюдения является пропуск отдельных единиц наблюдения. Так, при переписи населения обычно некоторое число лиц остается непереписанным. Ускользают от регистрации или

случайно, или вследствие нахождения в пути, или сознательно скрываясь. Например, в Англии, при переписи 1911 г., часть суффражисток находилась в течение всего дня переписи на улицах, чтобы избежать переписи; это уклонение носило характер политической демонстрации: имелось в виду подчеркнуть, что если женщинам не дают права голоса на выборах, то их не следует также учитывать при переписи населения. Понятно, что пропуски чаще встречаются в данных, поступающих в статистические органы от разных лиц и учреждений, чем в материалах, собираемых экспедиционным путем.

Противоположным недочетом в проведении наблюдений является двойной счет, т. е. случай, когда одно лицо оказывается, например, при переписи зарегистрированным дважды—в двух разных местах. Двойной счет обычно вызывается недостатками в организации самого наблюдения.

Различают два вида ошибок, могущих встретиться при выполнении наблюдения. Одни из этих ошибок взаимно уравниваются, как бы аннулируются. Допустим, например, что производится наблюдение температуры. Термометр, по показанию которого записываются градусы, исправен. Однако, даже внимательный наблюдатель может при считывании температуры ошибиться на какую-либо долю градуса как в сторону повышения, так и в сторону понижения температуры. При большом числе наблюдений такого рода ошибки взаимно компенсируются.

Возможен, однако, и другой случай. Предположим, что термометр, с которого списывается температура, неверен, и что записанные показания окажутся вследствие этого или все выше действительной температуры, или же все ниже таковой. Тогда ошибки наблюдения, имеющие все одинаковое направление (или в сторону преуменьшения,

или в сторону преувеличения температуры), не смогут, понятно, уравновесить друг друга. Здесь необходимо или устранить причину ошибки (в нашем примере—исправить термометр) или внести в полученные данные какой-либо корректив, учитывающий степень влияния неисправности прибора.

Взаимно уравновешивающимися могут считаться ошибки, возникающие, например, при измерениях роста или веса. Но ошибки, например, встречающиеся в сведениях о заболеваниях, сообщаемых врачами (вследствие неправильных диагнозов), могут быть односторонними и не компенсироваться. Можно, впрочем, полагать, что при значительном числе результатов врачебных наблюдений—притом различных врачей—ошибки указанного рода в известной мере сбалансируются.

В возникновении неточностей в собранном материале существенную роль играют и личные особенности наблюдателя, не остающиеся без влияния на его работу. При подсчете единиц наблюдения возможны частые пропуски; при считывании какой-либо шкалы возможно постоянное преувеличение расстояния между делениями. Наблюдатель может вообще оказаться небрежным в работе или даже недобросовестным. Наконец, недостаточная подготовка регистратора, непонимание определенных подлежащих учету случаев также являются обильным источником погрешностей статистического наблюдения.

\* Статистическая сводка. Сводка состоит в превращении собранных единичных записей в статистические таблицы, при чем первичный статистический материал группируется по заранее установленному плану, подсчитывается, и результаты подсчета заносятся в соответственные графы

таблицы. Сводка бывает централизованная, когда весь собранный наблюдением материал поступает в необработанном виде в статистический центр, и децентрализованная, когда сводка делается на местах, а в центр посылаются готовые, но, конечно, составленные по одному общему плану, таблицы. В последнем случае центру приходится только суммировать цифры местных таблиц. Если, например, участковые врачи в какой-либо губернии посылают статистические карточки зарегистрированных ими больных для сводки в губстатбюро или губздрав, то это сводка централизованная; если же врачи сами составляют таблицы, каждый по своему участку, и пересылают в центр готовые таблицы, то это сводка децентрализованная.

\* Прежде чем производить сводку, собранный материал всегда необходимо проверить в отношении количественной полноты,—все ли лица и учреждения доставили материал, а также не содержат ли записи большого количества вопросов без ответа, а затем нужно просмотреть материал и в отношении качества, в смысле правильности заполнения. Пробелы и явные ошибки подлежат пополнению и исправлению по возможности путем собирания нужных дополнительных данных. Нередко исправление ошибок и несообразностей возможно путем контрольного сопоставления отдельных регистрируемых признаков.

\* При децентрализованной сводке и получении материала уже в сведенном виде, в виде готовых таблиц, необходимо проверить итоги таблиц как горизонтальные, так и вертикальные, а также тщательно пересмотреть цифры таблиц в отношении их правдоподобности и отсутствия несообразностей.

\* Важной подготовительной операцией к сводке первичного материала является разметка, целью которой является, с одной стороны, возможная механизация работы лица, производящего сводку, а с другой, достижение единообразия в группировке подлежащего сводке материала.

\* При разметке отдельные регистрируемые в первичных формулярах признаки отмечаются на формуляре отдельными условными знаками, — цифрами, буквами и т. п. Там, где отнесение признака при сводке в ту или иную группу требует только чисто механического внимания (например, группировка по полу, возрасту и т. п.), можно обойтись и без разметки, но предварительная разметка совершенно необходима при сводке признаков, подлежащих подведению под известные классификационные категории. Сюда относятся, например, группировки по профессиям, болезням и причинам смерти. Число обозначаемых при первичных записях профессий и болезней очень велико, при чем нередко одна и та же профессия или болезнь фигурирует в записях под разными названиями. При сводке отдельные профессии или болезни обычно группируются по рубрикам какой-либо классификационной схемы, при чем отнесение той или иной болезни в ту или иную рубрику и отождествление различных наименований одной и той же болезни требует, понятно, специальных медицинских познаний, и разметка в этом случае должна производиться врачом. Делая разметку данных о болезнях или профессиях, обычно проставляют на первичных записях цифры, соответствующие профессиям, болезням или группам профессий и болезней в принятой для сводки классификации и номенклатуре. Группировка и подсчет размеченных записей может затем делаться чисто механически простыми счетчиками.



\* Техника сводки. Технические приемы сводки различаются в зависимости от формы первичных записей. При индивидуальной карточной регистрации, когда первичный материал имеется в форме отдельных карточек, техника сводится к раскладке карточек по тем или иным признакам (по болезням, полу, возрасту и т. п.), подсчету карточек в разложенных группах и вписыванию результатов подсчета в соответствующие графы таблицы.

\* При распределении, например, карточек по болезням, полу и возрасту раскладывают карточки на две группы,—мужчин и женщин, затем каждую из этих групп по болезням, согласно принятой классификации, а затем каждую из образовавшихся пачек раскладывают на установленные возрастные группы.

\* В случаях, когда необходимо составить несколько таблиц по разным признакам, следует всегда предварительно установить план раскладки и порядок составления таблиц, во избежание излишних раскладок. Если в разных таблицах фигурирует один и тот же признак, то раскладку нужно начинать с этого признака. Если, например, требуется составить таблицы: 1) распределения больных по болезням, полу и возрасту, 2) распределения больных по болезням, полу и социальному положению и 3) распределения по болезням и национальности,—то раскладку следует начинать с раскладки по болезням. Когда карточки разложены и подсчитаны по какому-либо признаку, их не следует смешивать, пока признак, по которому они разложены, не будет исчерпан во всех комбинациях, встречающихся в других таблицах.

\* Когда первичный статистический материал имеется в форме списков, а не индивидуальных карточек, то при большом количестве записей и

необходимости сложных комбинационных сводок, рекомендуется переписка отдельных записей на отдельные карточки. Система сводки этих карто-

БОЛЕЗНЬ		
КОРЬ	III III III II	17
СКАРЛАТИНА	III III	8
КОКЛЮШ	III III III III	20

БОЛЕЗНЬ	Я	Ф	М	А	М	И	ИТД
КОРЬ	5	2	9	4	6	1	
СКАРЛАТИНА	2	1	3	9	0	2	
КОКЛЮШ	20	14	3	19	40	6	

Черт. 1. Сводка по способу черточек.

чек, т. е. раскладка, понятно, совершенно тождественна с вышеуказанной сводкой первичных статистических карточек. Работа по переписыванию списочных записей на карточки в этом случае окупается достигаемой благодаря карточной системе экономией времени и большей точностью сводки списочных записей, чем это возможно при другом способе сводки списочных записей, так называемом способе черточек.

На разлинованной бумаге (см. черт. 1) против обозначения каждой разновидности учитываемого явления проставляется

для каждого учтенного случая определенный знак, например, черточка или точка, которые, по окончании просмотра всего материала, подсчитываются. Как это явствует из чертежа, подсчет можно вести по пяткам и по десяткам. В первом случае пятая черточка, наносимая горизонтально, прочеркивает предыдущие четыре и образует пяток. При подсчете по десяткам, девять учтенных случаев отмечаются точками, а десятый — крестом, покрывающим все проставленные точки и объединяющим их в десяток. По десяткам и идет дальнейший подсчет. Возможны и иные варианты способа черточек.

\* Подсчет при децентрализованной сводке. При децентрализованной сводке и получении материалов в виде ряда готовых таблиц, подсчет цифр таблиц для объединения их в сводную таблицу проще всего производить путем подкладывания, наложения таблиц одна на другую так, чтобы однородные цифры, подлежащие подсчету, пришлись одна под другой или рядом с другой. Получающиеся ряды цифр подсчитываются и вписываются в соответствующие графы сводной таблицы. При большом количестве таблиц операция эта, понятно, производится в несколько приемов. Способ этот возможен главным образом при простых, несложных таблицах и при условии одинакового размера клеток и граф сводимых таблиц. При сложных таблицах и неодинаковом формате приходится прибегать к переписыванию цифр для их подсчета. Переписку эту можно производить на подобие способа черточек, занося в соответствующие графы и клетки специально изготовленной большой таблицы, вместо черточек, готовые цифры из подлежащих подсчету таблиц.

Таблицы. Для целей изучения и распространения собранного статистического материала таковой облакается обычно в табличную форму.

Таблица представляет собою ряд перекрещивающихся горизонтальных и вертикальных линий, при чем образуемые ими клетки заполняются в определенном порядке цифрами. Табличная сводка является весьма существенной частью статистической работы и имеет целью сделать материал наглядным и удобным для сопоставления и сравнения. Важнейшими достоинствами таблицы являются ясность, сжатость, четкость.

\* Если те или иные признаки, по которым группируется статистический материал, подсчитываются и вписываются в таблицу отдельно и независимо друг от друга, то такая таблица называется простой; если же признаки сочетаются, комбинируются один с другим, то таблица называется сложной или комбинированной. Так, например, сводя в таблицы материал о больных и группируя его по полу, возрасту и социальному положению больных, мы можем свести его следующим двояким образом в виде простой и в виде комбинированной таблицы.

Простая таблица:

\* Табл. 1. Распределение зарегистрированных больных отдельными формами болезней по полу, возрасту и социальному положению.

Название болезни	Пол		Социальное положение			Возраст	
	Мужской	Женский	Рабочие	Служащие	Прочие	До 30 лет	30 лет и выше
Брюшной тиф . . .							
Сыпной тиф . . .							
Оспа . . . . .							
и т. д. . . . .							

\* Те же данные в виде комбинированной таблицы:

Название болезни	Мужской пол						Женский пол					
	Рабоч.		Служ.		Проч.		Рабоч.		Служ.		Проч.	
	До 30 лет. 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	До 30 лет. 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	До 30 лет 30 л. и выше	
Брюшной тиф .												
Сыпной тиф. .												
Оспа . . . . .												
и т. д. . . . .												

\* Из приведенных таблиц видно, что число получаемых граф или столбцов в простой таблице равно сумме групп, установленных для каждого признака, в комбинированной же таблице число граф равно произведению чисел групп. Число взятых групп в приведенном примере составляет 2 для признака пола, 2 для признака возраста и 3 для признака социального положения; число граф в простой таблице поэтому составляет  $2 + 2 + 3 = 7$ , а в комбинированной  $2 \times 2 \times 3 = 12$ .

Для научного статистического анализа, в смысле уловления связей и зависимостей, комбинированные таблицы дают больше материала, чем простые.

Можно установить следующие общие правила составления таблиц:

1. Каждая таблица должна иметь заголовок, дающий сжатое, но ясное представление о ее содержании.

2. Каждая табличная графа должна быть особо озаглавлена. В случае недостаточности места, допустимы, конечно, сокращенные обозначения содержания граф, при условии общепонятности сокращений или последующего объяснения их в сопровождающем таблицы тексте.

3. Если заголовки граф сложны, и отдельные заголовки относятся к нескольким табличным графам, имеющим еще подзаголовки, то все эти заголовки должны быть четко отделены друг от друга специально проведенными линиями. Когда графы немногочисленны и заголовки сравнительно просты, то эти линии излишни.

4. Для удобства ссылок на отдельные табличные графы в статьях, основанных на табличном материале, рекомендуется нумеровать графы, проставляя под заголовком каждой из них свой порядковый номер.

5. Длинные столбцы цифр трудно охватить глазом; это неудобство особенно сказывается, когда нужно сравнивать цифры отдельных столбцов таблицы между собой. В таких случаях применяют горизонтальную линовку таблицы или оставляют небольшие промежутки после нескольких горизонтальных рядов цифр. Эти ряды иногда нумеруют (сверху вниз) для удобства ссылок на ту или иную строку таблицы.

6. Отдельные графы таблицы не должны слишком далеко отстоять одна от другой, даже в случаях, когда граф мало, а лист, на котором помещается таблица, велик. Внешняя сжатость также является достоинством таблицы. С другой стороны, шрифт, применяемый для набора таблиц, не должен быть чрезмерно мелким.

7. Если цифры, помещаемые в таблице, имеют более трех знаков, то для удобочитаемости рекомендуется разделять их на группы (по 3

в каждой) — например, писать не 6457102, но 6 457 102 или 6.457.102.

\*Ряды распределения. Варианты. Частоты. Производя статистическую сводку и придавая единичным наблюдениям табличную форму, т. е. образуя из единичных наблюдений и измерений статистические совокупности, мы распределяем предметы или явления по тем или иным изменчивым варьирующим признакам. Эти варьирующие признаки обыкновенно называют вариантами, а число случаев, в которых наблюдается данный признак или же результаты измерений, — частотами. Варианты могут быть качественными и количественными. Первые представляют признаки, неподдающиеся измерению; вторые — признаки, которые могут быть измерены и выражены в различной величине (числе, мере) данного признака. Распределение больных по формам болезней, распределение населения по социальному положению и роду занятий, по семейному состоянию, грамотности, распределение умерших по дням недели или месяцам, распределение цветов по их окраске и т. д., — в результате сводки представляют таблицы распределения с качественными вариантами. Распределение предметов, лиц и явлений по варьирующей величине какого-либо поддающегося измерению признака в результате сводки представляет ряд распределения с количественными вариантами, как, например, распределение по возрасту, величине веса, роста, окружности груди, частоте пульса, дыхания, распределение отдельных местностей или периодов времени по величине смертности, рождаемости, заболеваемости и т. д. В первом случае вариантами являются различные болезни, социальное положение, род занятий,

грамотность или неграмотность, дни недели, месяцы, окраска, а частотами — число больных данной болезнью, число лиц данного социального положения, число грамотных и неграмотных, число умерших в данные месяцы или дни недели, число цветов данной окраски. Примером таблицы с качественными вариантами является приведенная выше (стр. 32) таблица распределения больных по формам болезни и по социальному положению. Во втором случае вариантами являются различные величины возраста, веса, роста, смертности, рождаемости, пульса; частоты же представляют числа лиц данного возраста, веса, роста, числа лиц с данной частотой пульса, число местностей или периодов времени (календарных годов, месяцев, недель) с данной величиной смертности, рождаемости, заболеваемости.

\*Ряды распределения с количественными вариантами. Имея известное количество случаев измерения какого-либо явления, мы можем в целях наглядности и обнаружения известных правильностей прежде всего расположить все случаи по возрастающей или убывающей величине количественно варьирующего признака, т. е. по величине варианты. Мы имеем, например, девять лиц, из которых каждый проболел гриппом соответственно 13, 11, 6, 9, 12, 10, 8, 17 и 13 дней. Располагая число дней болезни в восходящем по величине порядке, получаем 6, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 13, 17. Мы можем далее объединить одинаковые или близкие варианты вместе в группы (от — до), например, таким образом:

Число дней болезни . . .	0—4	5—9	10—14	15—19
Число лиц, проболевших данное число дней	0	3	5	1



\* Приведенная табличка представляет ряд распределения с количественными вариантами; ряды эти обычно называют просто рядами распределения или также вариационными рядами. Объединение индивидуальных измерений в группы (классы, ряды, интервалы) необходимо не только, когда число значений варианты велико, составляя несколько сот или тысяч, но и когда оно сравнительно не велико, составляя, например, несколько десятков. Только из сгруппированных данных с надлежащей наглядностью уясняется определенная своеобразная картина распределения, обнаруживается характер ряда, а вместе с тем и значительно облегчается вычисление различных необходимых для характеристики ряда величин, так называемых статистических постоянных. В большинстве случаев в рядах распределения наибольшие частоты концентрируются у средних интервалов ряда, а другие частоты по мере удаления от среднего интервала с большей или меньшей правильностью и постепенностью убывают в обе стороны.

\* Размер образуемых в рядах распределения групп, т. е. разность между предельными численными значениями групп, называют величиной интервала, или разрядным промежутком. В группах роста, например, в 160—164 *см*, 164—168, 168—172 и т. д. величина интервала составляет 4 *см*. Полу-сумма предельных значений интервала называется серединой интервала. В приведенном примере середина интервала составляет соответственно 162 *см*, 166, 170 и т. д. При этом исходят из предпосылки равномерного в границах интервала распределения отдельных случаев, объединенных в группу. Разность между наибольшей и наименьшей величиной варианты в ряде распределения носит название размера ряда или амплитуды.

\*Преобразование таблиц распределения с качественными вариантами в ряды распределения. Таблицы распределения с качественными вариантами во многих случаях могут быть преобразованы в ряды распределения с количественными вариантами. Это прежде всего возможно, обозначая какой-нибудь качественный признак различной интенсивности условными порядковыми цифрами. Возможно таким образом, например, группировать цвета различной интенсивности окраски, заменяя название цвета условно цифрами 1, 2, 3 и т. д. в восходящем порядке по возрастанию интенсивности окраски. Или вместо качественного распределения учащихся по их успехам на учащихся хорошо, удовлетворительно, плохо и т. д. можно принять условные обозначения успехов баллами: 5, 4, 3 и т. д.

\* Преобразование возможно, далее, для таблиц, где варианты с известной условностью можно признать качественными, и где частоты являются мерами известного явления, в частности в таблицах, показывающих распределение того или иного явления в пространстве или во времени. Имея, например, распределение величин смертности, рождаемости, заболеваемости и т. п. по различным территориальным единицам, по отдельным странам, городам, губерниям, уездам и т. п. можно считать качественным варьирующим признаком различную территорию и преобразовать это распределение в ряд с количественными вариантами, распределив территориальные единицы по величине данного явления, при чем количественным варьирующим признаком здесь явится различная величина смертности, рождаемости, заболеваемости и т. п., а частотами число территориальных единиц с данной высотой смертности и т. п.

\* Мы имеем, например, такое распределение величин смертности грудных детей по 50 наиболее крупным городам в 1925 году.

Табл. 2. Смертность грудных детей в разных городах в 1925 году.

Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 года		
1) Варшава. . . 16,4	18) Ливерпуль. 9,8	35) Бирмингам. 7,5
2) Ленинград. 14,9	19) Лилль. . . . 9,8	36) Филадельф. 7,3
3) Москва. . . 13,5	20) Манчестер. 9,2	37) Лондон. . . 6,7
4) Будапешт. 12,6	21) Эдинбург. . 9,1	38) Франк. на М. 6,7
5) Дублин. . . 11,3	22) Берлин. . . 9,1	39) Копенгаген. 6,5
6) Прага. . . . 11,1	23) Нюрнберг. 9,1	40) Нью-Йорк. 6,4
7) Генуя. . . . 11,1	24) Дюссельд. . 9,0	41) Женева. . . 6,1
8) Бельфаст. . 11,0	25) Париж. . . . 8,9	42) Сан - Фран-
9) Краков. . . 10,7	26) Лидс. . . . . 8,7	циско . . . . 5,1
10) Бреславль. 10,7	27) Бостон. . . . 8,4	43) Базель. . . . 5,0
11) Мюнхен. . . 10,4	28) Шеффилд. 8,4	44) Берн. . . . . 4,7
12) Лейпциг. . 10,3	29) Гамбург. . . 8,3	45) Цюрих. . . . 4,6
13) Глазго. . . 10,2	30) Ганновер. . . 8,1	46) Стокгольм. 4,6
14) Милан. . . 10,1	31) Дрезден. . . 8,1	47) Осло. . . . . 3,9
15) Гуль. . . . 10,0	32) Брюссель. . 7,7	48) Роттердам. 3,8
16) Кельн. . . . 10,0	33) Чикаго. . . . 7,6	49) Амстердам. 3,6
17) Эссен. . . . 10,0	34) Бристоль. . 7,6	50) Гаага. . . . 3,5

\* Из таблицы этой можно построить такой, например, ряд распределения:

Число умерших в возрасте от 0 до 1 года на 100 родившихся. . .	3	5	7	9	11	13	15	17
Число городов. . . . .	7	7	12	16	5	2	1	

\* Аналогичным образом мы можем преобразовать и таблицы, показывающие распределение какого-либо явления (например, величин смертности, рождаемости и т. п.) во времени—по календарным годам, месяцам и т. п. Здесь качественным варьирующим признаком является различный период времени. При преобразовании в ряд распределения количественным варьирующим признаком явится различная величина изучаемого явления, а частотами число периодов времени (годов, месяцев, дней) с данной величиной признака. Следует иметь в виду, что цифровое наименование календарных лет (1925 г., 1926 г., 1927 г. и т. д.) хотя и выражается числами, обычно рассматривается не как количественный признак, но как условное качественное обозначение.

\* Для примера в следующей таблице сопоставлены величины общей смертности в Европейской России за 47 лет с 1867 по 1913 гг.

Табл. 3. Смертность в Европейской России за 1867—1913 гг.

Число умерших на 1.000 населения.							
1867 г.	36,8	1879 г.	34,8	1891 г.	35,8	1903 г.	30,0
1868 »	39,7	1880 »	36,1	1892 »	41,0	1904 »	29,9
1869 »	38,3	1881 »	34,1	1893 »	34,4	1905 »	31,7
1870 »	35,0	1882 »	40,4	1894 »	34,3	1906 »	29,9
1871 »	37,9	1883 »	37,5	1895 »	35,5	1907 »	28,4
1872 »	41,2	1884 »	34,4	1896 »	33,3	1908 »	28,3
1873 »	36,5	1885 »	35,8	1897 »	31,7	1909 »	29,5
1874 »	35,2	1886 »	33,2	1898 »	33,2	1910 »	31,5
1875 »	34,6	1887 »	33,8	1899 »	31,2	1911 »	27,4
1876 »	34,9	1888 »	33,4	1900 »	31,1	1912 »	26,5
1877 »	34,4	1889 »	35,5	1901 »	32,1	1913 »	27,4
1878 »	38,2	1890 »	36,7	1902 »	31,5		

\* Таблица эта представляет распределение смертности по календарным годам; построенный из нее

ряд распределения, показывающий распределение годов по величине смертности, представляется в таком виде:

Число умерших на 1.000 население . . . . .	26	—	28	—	30	—	32	—	34	—	36	—	38	—	40	—	42
Число годов . . . . .	3		5		7		6		14		6		3		3		

\* Прерывные и непрерывные варианты. Различают ряды распределения с прерывными вариантами и с вариантами непрерывными. Прерывные варианты имеют значения, различающиеся между собою на определенную величину, обыкновенно на единицу; например, число квартир, комнат, населенных пунктов, число детей в семье, число тычинок цветка, число букв в слове и т. п. Непрерывные варианты имеют значения, могущие различаться на бесконечно малые величины, образуя как бы непрерывный ряд; например, вес тела, рост, возраст, температура, коэффициенты смертности, рождаемости, заболеваемости и т. п.

\* Приводим несколько примеров рядов распределения с прерывными и непрерывными вариантами:

Пример 1. Распределение округов Австрии (без Вены) по количеству жилых домов (1923 г.)

Число жилых домов	Число округов, имеющих данное число домов.
0 — 1999	7
2000 — 3999	9
4000 — 5999	19
6000 — 7999	24
8000 — 9999	17
10000 — 11999	11
12000 — 13999	3
14000 — 15999	3
16000 — 17999	1
Итого . . . . .	94

Пример 2. Распределение дней по числу умерших в Ленинграде в 1925 г.

Число умерших . . . . .	30—34	35—39	40—44	45—49	50—54	55—59	60—64	65—69	70—74	75—79	80—84	85—89
Число дней с данным числом умерших	1	12	31	61	81	68	58	28	16	6	2	1

Пример 3. Распред. жилых квартир в Ленинграде по числу жил. комн. по переписи 1923 г. <sup>1</sup>

Число комнат .	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10 и бол.	Всего
Число квартир с дан. числом комн.	18.775	42.889	57.615	35.217	18.816	9.184	3.697	1.575	676	831	189.273

Пример 4. Распр. ленингр. квартир в 5 комн. и бол. по числу жильцов по переписи 1923 г. <sup>2</sup>

Число жильцов.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	Всего
Число квартир с данным числом жильцов . . . . .	193	785	2.199	3.937	5.289	5.530	4.659	3.539	2.596	1.914	1.243	909	640	469	33.902

Пример 5. Распределение медработников Ленинграда по росту. (Мужчины 30—39 лет <sup>3</sup>.)

Рост в см	146—149	152—155	158—161	164—167	170—173	176—179	182—185	188—191								
Число измер.	1	3	12	16	36	53	74	80	67	62	22	18	13	2	3	Итого . . . . . 462

<sup>1</sup> По дан. „Матер. по статист. Ленинграда“ в. 6.—Взяты только кварт. имеющие кухни.<sup>2</sup> Там же.—Взяты только квартиры, имеющие менее 15 жителей.<sup>3</sup> „Быт и здоровье медработника“. Сборн. 1. Ленинград 1926.

Пример 6. Распределение железнодорожных рабочих службы тяги ленинградского узла С.-з. ж. д. по округности груди. <sup>1</sup>

Округность груди в см . . . . .	75	80	85	90	95	100	105	
Число измеренных	56	416	898	686	239	69		Всего . . 2364

Пример 7. Распределение ленинградских вагоновожатых по жизненной емкости легких. <sup>2</sup>

Жизненная емкость легких в куб. см .	1500	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000	5500	6000
Число измеренных .	3	17	39	72	102	77	34	8	1	
										Итого . . 353

Пример 8. Распределение губерний РСФСР и Украины по высоте брачности в 1924 г. <sup>3</sup>

Число браков на 1.000 населения .	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Число губерний.	3	3	9	14	15	8	1	1	
									Итого . . 54

<sup>1</sup> Л. С. Каминский. Быт и здоровье железнодорожн. рабоч. Вып. 1, Ленингр., 1926.

<sup>2</sup> Неопубликованные данные. Измерения производились до работы.

<sup>3</sup> По данным „Статистического ежегодника“, 1924 г. Издание ЦСУ.

Пример 9. Распределение волостей Ленинградской губернии по высоте смертности в 1926 г. <sup>1</sup>

Число умерших на 1.000 населения .	10	—	12	—	14	—	16	—	18	—	20	—	22	—	24	—	26	—	28	—	30	
Число волостей . .	2		3		13		18		23		18		10		4		3		1			
																					Итого . . .	95

Пример 10. Распределение районов Белоруссии по высоте рождаемости в 1925 г. <sup>2</sup>

Число родившихся на 1.000 населения.	29	—	32	—	35	—	38	—	41	—	44	—	47	—	50	—	53	—	56		
Число районов . .	1		5		19		25		27		16		4		2		2				
																				Итого . . .	101

Материалы Ленинградского статотдела.

<sup>2</sup> По данным С. Дихтяр и Б. Смудевич. „Справочник по медико-санитарной сети Белоруссии“. Минск, 1926 г.



Пример 11. Распределение волостных районов Московской губернии по высоте заболеваемости туберкулезом 1898 — 1902 гг. <sup>1</sup>

Число заболевших на 1.000 населения	0	1	2	3	4	5	6	7	Итого
Число волостных районов . . . . .	7	32	56	38	12	13	8		166

\* Первые 4 примера представляют ряды с прерывными вариантами, а остальные 7 относятся к рядам с непрерывными вариантами.

\* Обозначение интервалов. При обозначении границ интервалов обыкновенно пользуются указанием крайних значений интервала. При непрерывных вариантах здесь могут возникать сомнения, в который из смежных интервалов относить значения, находящиеся на границе этих интервалов. Если имеются, например, возрастные группы, обозначенные 0—5, 5—10, 10—15 лет и т. д., то возникает вопрос, в какую группу следует относить пятилетних—в первую или во вторую, в какую группу относить десятилетних, пятнадцатилетних и т. д. Во избежание таких недоразумений можно обозначать интервалы не просто 0—5, 5—10 и т. д., но от 0 до 5 лет, от 5 до 10 лет и т. д. Лучше, однако, вообще избегать, чтобы обозначение высшего предела одного интервала повторялось, как обозначение низшего предела в следующем интервале; целесообразнее применять обозначения 0—4 л., 5—9 л., 10—14 лет и т. д. или, например, для групп роста с величиной интервала в 3 см обозначения 160—162, 163—165, 166—168 и т. д. При

<sup>1</sup> П. И. Куркин и П. А. Кувшинников. «Социальные болезни в Московской губернии». Москва 1926 г.

этом, понятно, подразумевается, что все дробные значения, если таковые имеются, входят в ту группу, где показано соответствующее целое число: возраст 4 г. 11 месяцев входит в группу 0—4 лет; рост 165,99 см входит в группу 163—165 см и т. д. Необходимо иметь в виду при этом способ обозначения, что при непрерывных вариантах для определения середины интервала нужно брать полусумму низших границ двух смежных интервалов, а не полусумму нижней и высшей показанной границы данного интервала. Так в приведенном примере возрастных групп серединой интервала для группы 0—4 лет является не  $(0 + 4) : 2 = 2$  года, но  $(0 + 5) : 2 = 2,5$  года, для возраста 5—9 лет не 7 лет, но 7,5 лет. В примере с группами роста серединой интервала для группы 160—162 см является не  $(160 + 162) : 2$ , но  $(160 + 163) : 2 = 161,5$  см, для группы 163—165 см не 164 см, но 164,5 см.

\* Вполне целесообразен при непрерывных вариантах и способ обозначения, при котором высшая граница интервала отдельно вовсе не показывается. При горизонтальном размещении рядов распределения обозначения, например, возрастных групп и групп роста, имеют такой вид:

Возраст в годах . . . 0 — 5 — 10 — 15 — 20 и т. д.  
 Рост в см . . . . . 160 — 163 — 166 — 169 и т. д.

\* Соответствующие частоты в этих случаях помещаются под знаком (—). Такой род обозначения принят в приведенных выше примерах (см. стр. 42). При вертикальном размещении рядов, обозначения эти принимают такой вид.

Возраст	Рост
0 —	160 —
5 —	163 —
10 —	166 —
15 —	169 —

\* При величине интервала, равном 1, способ этот особенно удобен. Однолетние возрастные группы, например, вместо

двусмысленного обозначения 1—2 года; 2—3 года, 3—4 и т. д. гораздо лучше обозначать:

Возраст

0 —
1 —
2 —
3 —
4 —

\* Иногда обозначают интервалы только указанием середины интервала. Например, вместо возрастных групп 0—4 л., 5—9 л. 10—14 л. показывают  $2\frac{1}{2}$ ,  $5\frac{1}{2}$ ,  $7\frac{1}{2}$  и т. д. Способ этот не может быть признан наглядным и удобным, тем более, что он не устраняет указанных выше недоразумений при размещении граничащих значений.

\* Интервалы в рядах с прерывными вариантами следует обозначать указанием конкретных крайних значений интервала. Группируя, например, квартиры по числу комнат и принимая величину интервала равной 3, обозначают интервалы 1—3 комнаты, 4—6, 7—9 и т. д. За середину интервала в этих случаях принимается полусумма этих крайних значений интервала, а не полусумма низших границ двух смежных интервалов, как это делается при непрерывных вариантах. Середина интервала в приведенном примере составляет 2 для группы 1—3 комнаты, 5 для группы 4—6 комнат и т. д.

\* Величина интервалов. При построении ряда распределения прежде всего возникает вопрос о числе групп, на которое следует разбить материал, что однозначуще с вопросом о величине интервалов. Решение вопроса зависит прежде всего от количества материала. Не следует разбивать на большое число групп небольшой материал, состоящий, например, всего из нескольких

десятков измерений или наблюдений; не следует также брать маленькое число групп при большом материале в несколько сот или тысяч случаев. Слишком детальная группировка при небольшом количестве случаев дает неправильно и неплавно меняющиеся частоты. Наоборот, малое число групп при большом материале может затуманивать действительный характер распределения и повести к значительным неточностям при вычислении характеризующих распределение статистических постоянных.

\* В общем можно руководиться следующими правилами: 1) разбивать материал в зависимости от числа наблюдений на 8—15 групп; 2) избегать при всяких условиях разбивки материала меньше, чем на 5 групп и больше чем на 20—25 групп. Технически для построения ряда распределения следует, расположив варианты в восходящем по величине порядке, определить амплитуду колебаний, т. е. разность между наибольшей и наименьшей величиной варианты, и разделить эту разность на предполагаемое число групп; полученное частное представляет приближенную величину интервала. Рекомендуется сперва делить на достаточно большое число групп и брать соответственно маленькие интервалы, а затем, если в построенном ряде частоты изменяются неправильно, то увеличиваясь, то уменьшаясь и не давая ясной картины, увеличивать интервалы и уменьшать число групп путем соединения смежных интервалов. Необходимо иметь в виду, что основной предпосылкой при статистическом анализе вариационных рядов является равномерное распределение случаев в границах интервала, при чем середина интервала должна являться величиной, характеризующей и как бы представляющей все величины, находящиеся в данном интервале. Если частоты к середине ряда

увеличиваются, а затем уменьшаются в общем достаточно правильно, но вместе с тем меняются слишком резко при переходах от одного интервала к следующему, то это указывает на отсутствие достаточной равномерности распределения случаев в пределах интервалов. Обыкновенно это наблюдается, если взято слишком малое число групп, и интервалы слишком велики. В таких случаях следует уменьшать интервалы и тем самым увеличивать число групп.

\* Целесообразно, хотя и не обязательно, устанавливать величину интервала таким образом, чтобы удвоенная величина интервала была меньше среднего квадратического отклонения ( $\sigma$ ), а последнее меньше учетверенной величины интервала.

*2 велич. интервала  $< \sigma < 4$  велич. интервала*

\* О значении и вычислении среднего квадратического отклонения будет сказано в дальнейшем изложении. Для приближенного предварительного определения среднего квадратического отклонения, в целях построения ряда распределения в соответствии с приведенным правилом, можно принять, что среднее квадратическое отклонение составляет  $\frac{1}{6}$  амплитуды, т. е. разности между наибольшей и наименьшей вариантой.

\* В таблице, помещенной на стр. 50—51, представлены данные о распределении ленинградских вагоновожатых по мышечной силе левой кисти<sup>1</sup> в виде 6 рядов распределения с разной величиной интервалов, от 1 до 6 кг.

\* При первой группировке величина интервала составляет 1 кг (от 10 до 11 кг, от 11 до 12 кг и т. д.) и число образованных групп 48; при второй группировке величина интервала = 2 и число групп 24; при третьей группировке величина интервала = 3 и число групп 16; при четвертой группировке величина интервала = 4 и число групп 12; при пятой группировке величина интервала = 5 и число

---

<sup>1</sup> Измерения производились до работы.

Таблица 4. Мышечная сила левой кисти у ленинградских вагоновожатых.

Мышечная сила в кг	Число вагоновожатых					
	Группировка 1	Группировка 2	Группировка 3	Группировка 4	Группировка 5	Группировка 6
10. . . . .	—	} 2	} 2	} 2	} 2	} 2
11. . . . .	2	} —	} —	} 4		
12. . . . .	—				} —	} —
13. . . . .	—	} —	} —	} 10		
14. . . . .	—				} —	} —
15. . . . .	—	} —	} —	} 23		
16. . . . .	1				} 4	} 5
17. . . . .	3	} 2	} 9	} 39		
18. . . . .	1				} 8	} 16
19. . . . .	1	} 7	} 25	} 46		
20. . . . .	4				} 16	} 21
21. . . . .	4	} 18	} 36	} 46		
22. . . . .	3				} 7	} 16
23. . . . .	4	} 16	} 25	} 46		
24. . . . .	9				} 18	} 36
25. . . . .	7	} 11	} 13	} 46		
26. . . . .	7				} 13	} 8
27. . . . .	11	} 21	} 36	} 46		
28. . . . .	13				} 21	} 36
29. . . . .	8	} 21	} 36	} 46		

30. . . . .	15	} 35	}	} 70	}	} 87	}	} 91
31. . . . .	20	} 35						
32. . . . .	18	} 35	}	} 89	}	}	}	
33. . . . .	17	} 42						}
34. . . . .	17	} 47	}	} 67	}	}	}	
35. . . . .	25	} 30						}
36. . . . .	23	} 37	}	} 25	}	}	}	
37. . . . .	24	} 28						}
38. . . . .	15	} 15	}	} 8	}	}	}	
39. . . . .	15	} 5						}
40. . . . .	23	} 3	}	} 8	}	}	}	
41. . . . .	14	} 7						}
42. . . . .	18	} 1	}	} 3	}	}	}	
43. . . . .	10	} 1						}
44. . . . .	9	} 1	}	} 3	}	}	}	
45. . . . .	6	} 2						}
46. . . . .	3	} 1	}	} 3	}	}	}	
47. . . . .	2	} 1						}
48. . . . .	1	} 1	}	} 3	}	}	}	
49. . . . .	2	} 1						}
50. . . . .	5	} 1	}	} 3	}	}	}	
51. . . . .	2	} 1						}
52. . . . .	—	} 1	}	} 3	}	}	}	
53. . . . .	1	} 1						}
54. . . . .	—	} 1	}	} 3	}	}	}	
55. . . . .	1	} 2						}
56. . . . .	—	} 2	}	} 3	}	}	}	
57. . . . .	2							
Итого. . . . .	366	366	366	366	366	366	366	

групп 10; при шестой группировке величина интервала  $= 6$  и число групп 8. В первой группировке частоты меняются неправильно, то увеличиваясь, то уменьшаясь, и самый ряд распределения трудно обозрим; по мере уменьшения числа групп, неправильность становится все меньше, и характер распределения становится нагляднее; неправильности в изменениях частот отмечаются и при второй, и при третьей группировке, но начиная с четвертой группировки частоты довольно правильно нарастают к середине ряда, а затем правильно уменьшаются. Вместе с тем при пятой и особенно при шестой группировке отмечаются слишком резкие скачкообразные изменения частот при переходах от некоторых интервалов к следующим. Принимая в соображение все сказанное, следует признать в данном случае наиболее подходящей группировку четвертую с величиною интервала  $= 4$  и числом групп  $= 12$ .

\* Исходное значение интервала. После установления величины интервала и числа групп, на которое мы желаем разбить имеющийся материал, возникает вопрос, какое брать исходное значение или нижнюю границу первого интервала? Можно брать в качестве исходного значения наименьшую величину варианты или же ближайшее целое или круглое число. В приведенном выше примере распределения вагоновожатых по мышечной силе левой кисти наименьшая величина индивидуальных измерений была 11,3 кг. Эту величину и можно было бы принять за исходное значение, образовав, например, при величине интервала в 4 кг, группы с интервалами от 11,3 до 15,3, от 15,3 до 19,3 кг и т. д. Или можно было бы принять за исходное значение 11, образовав группы



от 11 до 15, от 15 до 19 и т. д. В данном случае за исходное значение было принято ближайшее круглое число 10. Вообще следует, по возможности, брать как исходное значение ближайшее круглое или целое число или же целое или круглое число с половиной; при этом середина интервала будет равняться целому числу с половиной или же целому числу, что упрощает дальнейшие вычисления, необходимые при статистическом анализе ряда распределения.

\* Нередко наблюдается более или менее значительное сгущение, скопление частот у круглых чисел, обычно четных или кратных пяти. Особенно часто это встречается при повозрастных распределениях и стоит в связи со склонностью населения показывать свой возраст, по небрежности или незнанию, приближенно, в круглых цифрах. Так, например, по переписи 1926 г., сельское женское население европейской части РСФСР распределялось в пределах 58—87 лет по однолетним возрастным группам согласно таблице 5, помещенной на стр. 54.

\* Из таблицы видно крайне резкое преобладание круглых чисел с значительным преуменьшением смежных чисел. В таких случаях рекомендуется группировать данные таким образом, чтобы круглые числа приходились на середину интервала; в приведенном примере целесообразнее, группируя, например, по пятилетним возрастным группам, не пользоваться обычным делением 50—54, 55—59, 60—64 лет и т. д., но образовывать группы 48—52, 53—57, 58—62 лет и т. д.

\* Подобное сгущение величин на круглых числах нередко наблюдается и при разного рода измерениях, являясь обычно результатом некоторой небрежности при производстве измерений. Так, при измерении частоты пульса и дыхания у

\* Таблица 5. Распределение сельского женского населения европейской части РСФСР по однолетним возрастам. 1926 г.

Возраст	Число лиц данного возраста	Возраст	Число лиц данного возраста	Возраст	Число лиц данного возраста
58 л.	190.198	68 л.	98.167	78 л.	34.216
59 »	107.670	69 »	53.540	79 »	14.937
60 »	<b>551.111</b>	70 »	<b>321.143</b>	80 »	<b>117.331</b>
61 »	91.027	71 »	36.436	81 »	9.044
62 »	159.952	72 »	64.645	82 »	13.431
63 »	142.567	73 »	50.616	83 »	9.603
64 »	105.121	74 »	34.367	84 »	7.289
65 »	<b>324.602</b>	75 »	<b>128.957</b>	85 »	<b>32.023</b>
66 »	112.449	76 »	34.638	86 »	6.461
67 »	131.513	77 »	27.746	87 »	6.140

одной группы ленинградских рабочих были получены такие результаты измерений. (См. табл. 6).

\* Частоты концентрируются почти исключительно на четных величинах пульса и дыхания. Очевидно, измерения производились с неточной приближенностью, путем счета пульса и дыхания в течение  $\frac{1}{4}$  или  $\frac{1}{2}$  минуты и умножения затем полученных величин на 4 или на 2. Приведенные данные являются настолько неудовлетворительными, что на основании их было бы трудно построить удовлетворительный ряд распределения. Во всяком случае здесь необходимо брать крупные интервалы.

\* Таблица 6. Распределение рабочих по частоте пульса и дыхания.

Пульс в минуту	Число лиц с данной частотой пульса	Число дыха- ний в ми- нуту	Число лиц с данным числом дыханий
58	2	12	3
59	—	13	—
60	28	14	3
61	—	15	—
62	7	16	26
63	1	17	2
64	31	18	18
65	—	19	—
66	6	20	105
67	—	21	2
68	46	22	35
69	—	23	3
70	5	24	94
71	—	25	—
72	44	26	10
73	1	27	—
74	3	28	43
75	—	29	—
76	36	30	6
77	—	31	—
78	2	32	9
79	1	33	—
80	34	34	—
81	—	35	—
82	6	36	7
83	—	37	—
84	15	38	1
85	—	39	—
86	6	40	1
87	—		
88	16		
89	—		
90	2		

\* Целесообразным способом проверки удовлетворительности группировки в смысле выбора исходного значения интервалов является величина средней арифметической ряда. Если средняя арифметическая приходится на границу интервалов или очень близко к границе, то группировка в большинстве случаев не может быть признана удачной. Удовлетворительный результат получается, если средняя находится не далеко от середины интервала. В приведенном выше примере (табл. 4) распределения вагоновожатых по мышечной силе левой кисти при группировке четвертой, которая была признана наиболее подходящей, средняя арифметическая составляет 35,3 кг. при середине соответствующего интервала, равной 36. Таким образом эта группировка может быть признана удовлетворительной с точки зрения выбора исходного значения интервалов.

\* Равенство интервалов. Следует всегда производить группировку по равным интервалам. Нарушение этого правила, весьма частое в статистической практике, крайне затрудняет анализ статистических рядов и правильную оценку характера распределения. Не следует также оставлять начальные и конечные интервалы открытыми, т. е. неограниченными с какой-либо стороны—«менее такой-то величины», «более такой-то величины». Примером нарушения обоих приведенных правил может служить следующая таблица распределения больных брюшным тифом по возрасту.

Возраст . .	Менее 10 л.	10—14 л.	15—24 л.	25—34 л.
Число боль- ных . . .	119	82	140	85
Возраст . .	35—44 л.	45 л. и выше	Итого	
Число боль- ных . . .	45	34	505.	

\*Процентное распределение частот. На ряду с абсолютными величинами нередко бывает полезно и целесообразно приводить в ряде распределения относительные числа частот. В этом случае сумма частот принимается равной 100 и вычисляется, какой процент составляют частоты каждой группы по отношению к итогу; иными словами, производится процентное распределение величин. Умершие, например, в Ленинграде в 1925 г. от брюшного тифа распределялись в абсолютных и относительных числах следующим образом:

\*Таблица 7. Распределение умерших от брюшного тифа в Ленинграде в 1925 г. по возрасту.

Возраст	Число умерших от брюшного тифа	Процент к итогу
0—4	12	4,7
5—9	13	5,1
10—14	15	5,9
15—19	66	25,7
20—24	62	24,1
25—29	28	10,9
30—34	13	5,1
35—39	15	5,8
40—44	10	3,9
45—49	5	1,9
50—54	6	2,3
55—59	2	0,8
60—64	6	2,3
65—69	3	1,5
Итого .	256	100,0

\* Накопленные частоты. Рядом из накопленных или суммированных частот называется ряд, в котором частоты каждого интервала включают все предыдущие частоты. Определение это уясняется из следующего примера:

\* Таблица 8. Повозрастное распределение умерших от скарлатины в Ленинграде в 1925 г.

Возраст	Число умерших	Возрастные группы (накопленные)	Число умерших	Число умерших в возр., моложе указанного справа	Возраст
1	2	3	4	5	6
0—	62	0—	62	—	—
1—	163	0—1	225	62	1
2—	133	0—2	358	225	2
3—	126	0—3	484	358	3
4—	106	0—4	590	484	4
5—	55	0—5	645	590	5
6—	35	0—6	680	645	6
7—	24	0—7	704	680	7
8—	21	0—8	725	704	8
9—	14	0—9	739	725	9
10—	12	0—10	751	739	10
11—	20	0—11	771	751	11
12—	11	0—12	782	771	12
13—	6	0—13	788	782	13
14—	5	0—14	793	788	14
15—	5	0—15	798	793	15
16 и выше	38	0—	836	798	16
	836			836	

\* Числа четвертого столбца получены путем последовательного сложения чисел второго столбца. Более принято представлять результаты суммированного распределения так, как оно представлено в пятом и шестом столбце. Очевидно, что если на возрастную группу 0—3 лет приходится 484 умерших, то эти 484 были моложе 4 лет.

\* Весьма наглядными являются ряды из накопленных частот в процентном распределении. Только что приведенный ряд представляется в процентном распределении на табл. 9 (см. стр. 60).

\* Из таблицы 9 сразу усматривается характерное для скарлатины повозрастное распределение; 70,6% всех умерших от скарлатины были в возрасте моложе 5 лет, 88,5% в возрасте моложе 10 лет и 95,5% в возрасте моложе 16 лет.

\* Построение рядов из накопленных частот является вообще весьма полезным при многих статистических проблемах.

\* Комбинированные ряды распределения. Подобно комбинированной таблице с качественными вариантами (см. выше, стр. 33), можно построить комбинированный ряд распределения с количественными вариантами. Таблицы такого типа при комбинации двух количественных признаков носят название корреляционных таблиц. Приводим для примера такую таблицу, показывающую распределение 299 черепов мужских трупов в возрасте 20—60 лет по весу мозга и длине черепа<sup>1</sup> (см. таблицу 10 на стр. 61).

---

<sup>1</sup> R. Pearl. Variation and correlation in brain-weight. *Biometrika*, vol. 4, 1905.

\* Таблица 9. Процентное повозрастное распределение умерших от скарлатины в Ленинграде в 1925 г.

Возраст	Процент умерших	Возрастные группы (накопленные)	Процент умерших	Процент умерших в возр., моложе указанного справа	Возраст
0—	7,4	0—	7,4	—	—
1—	19,5	0—1	26,9	7,4	1
2—	15,9	0—2	42,8	26,9	2
3—	15,1	0—3	57,9	42,8	3
4—	12,7	0—4	70,6	57,9	4
5—	6,6	0—5	77,2	70,6	5
6—	4,2	0—6	81,4	77,2	6
7—	2,9	0—7	84,3	81,4	7
8—	2,5	0—8	86,8	84,3	8
9—	1,7	0—9	88,5	86,8	9
10—	1,4	0—10	89,9	88,5	10
11—	2,4	0—11	92,3	89,9	11
12—	1,3	0—12	93,6	92,3	12
13—	0,7	0—13	94,3	93,6	13
14—	0,6	0—14	94,9	94,2	14
15—	0,6	0—15	95,5	94,9	15
16 и выше	4,5	0—	100,0	95,5	16
	100,0			100,0	

\* Таблица 10 состоит из нескольких перекрещивающихся горизонтальных и вертикальных рядов, из которых каждый сам по себе представляет вариаци-

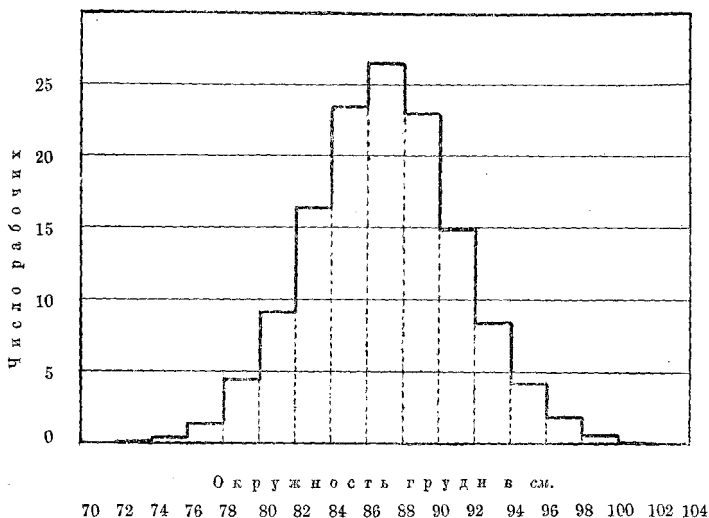


\*Таблица 10. Распределение черепов по весу мозга и длине черепа. Мужчины в возрасте 20—60 лет.

Наибольшая длина черепа в мм.	Вес мозга в граммах									Итого
	1000	1100	1200	1300	1400	1500	1600	1700	1800	
155 . . . . .	—	—	1	1	—	—	—	—	—	2
160 . . . . .	—	—	2	6	4	2	—	—	—	14
165 . . . . .	1	—	9	10	18	3	1	—	—	42
170 . . . . .	—	—	5	19	28	11	4	1	—	68
175 . . . . .	—	—	4	19	29	23	4	—	—	79
180 . . . . .	—	—	—	10	19	23	8	1	—	61
185 . . . . .	—	—	—	1	2	12	4	—	—	19
190 . . . . .	—	—	—	—	1	2	3	4	—	10
195 . . . . .	—	—	—	—	—	1	1	—	2	4
Итого . . .	1		21	66	101	77	25	6	2	290

онный ряд. Так, имеются ряды, показывающие распределение черепов с данным весом мозга (1000—1100 г, 1100—1200 г и т. д.) по длине черепа, и имеются ряды, показывающие распределение черепов данной длины (155—160 м, 160—165 м и т. д.) по весу мозга. Из таблицы усматривается комбинация взятых количественных признаков. Так, из таблицы видно, что 18 черепов с весом мозга 1400—1500 г имели в длину 165—170 мм, 5 черепов длиной 170—175 мм были с весом 1200—1300 г и т. д.

\*Графическое изображение ряда распределения. Если нанести на горизонтальную линию (ось абсцисс) последовательными делениями интервалы ряда распределения и на каждом интервале построить прямоугольники, высота которых пропорциональна частотам соответствующих интервалов, то в результате получится ступенчатый многоугольник, представляющий графическое изобра-



Черт. 2. Распределение рабочих Московской губ. по окружности груди. Мужчины 30 — 40 лет.

#### Гистограмма.

жение распределения в виде площади. Такая ступенчатая фигура носит название гистограммы распределения. На черт. 2 изображена такая гистограмма распределения рабочих Московской губ.

по окружности груди<sup>1</sup>. Если из середины нанесенных на горизонтальную линию интервалов восстановить перпендикуляры, пропорциональные частотам данных интервалов, и вершины перпендикуляров соединить прямыми линиями, то получится ломаная линия, ограничивающая площадь распределения и называемая полигоном частоты. Такой полигон представлен на черт. 3. Полигон, очевидно, можно получить из гистограммы, соединяя линиями середины верхних оснований составляющих гистограмму прямоугольников. Если принять основания прямоугольников за единицы, то площадь гистограммы и полигона равняется сумме частот данного ряда распределения. Если представить себе, что величины интервалов ряда все уменьшаются, а число интервалов увеличивается, то площадь гистограммы и полигона будет все более приближаться к площади, ограниченной вместо ломаной линии плавной кривой, носящей название кривой распределения.

Нормальная кривая. Изображенные графически ряды распределения обычно, хотя и не всегда, характеризуются тем, что наибольшая ордината приходится на середине или около середины оси абсцисс, а остальные ординаты—по обе стороны наибольшей ординаты, более или менее одинаково (симметрично) уменьшаясь с обеих сторон. Эта правильность, наблюдаемая в рядах распределения, сводится к тому, что большим отклонениям от середины соответствуют меньшие частоты. С аналогичным представлением мы встречаемся в теории вероятностей, когда

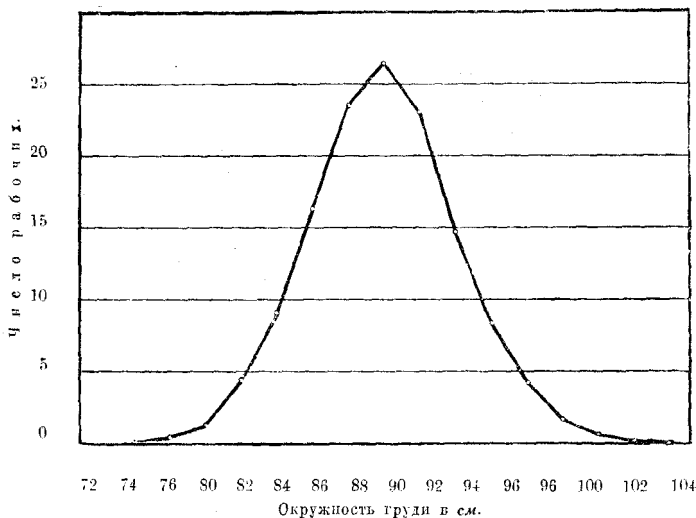
---

<sup>1</sup> Ф. Ф. Эрисман. — Физическое развитие рабочих Центральной России. В книге П. И. Куркина. — Физическое развитие рабочего, Москва, 1925 г.

рассматривается так наз. нормальная кривая (синонимы: Лаплас - Гауссовская кривая, кривая ошибок, кривая погрешностей, кривая вероятностей, биномиальная кривая).

\* При ряде повторных измерений какого-либо предмета, даже при самом тщательном производстве измерений и возможном совершенстве инструментов, посредством которых производятся измерения, результаты отдельных измерений обыкновенно не совпадают. Производимые нами измерения никогда не бывают абсолютно точными и содержат ту или иную ошибку или погрешность. Зависит это от неустранимых несовершенств наших инструментов, несовершенств наших органов чувств, случайных движений при производстве измерений и т. п. Эти случайные неустранимые ошибки или погрешности следует строго отличать от ошибок постоянных или систематических, которые можно устранить и которые зависят, например, от односторонней неправильности инструментов, систематически все время преувеличивающих или систематически же преуменьшающих величины производимых измерений. Случайные погрешности обладают следующими общими свойствами, обнаруживающимися при очень большом количестве измерений: 1) значительные погрешности встречаются реже, а меньшие погрешности чаще, иными словами, меньшие погрешности более вероятны; 2) случайные погрешности не могут превосходить некоторого предела; 3) случайные погрешности одинаковой величины как в сторону преувеличения, так и в сторону преуменьшения должны встречаться одинаково часто, иными словами, одинаково вероятны. В связи с указанными свойствами случайных погрешностей измерений, средняя арифметическая отдельных измерений является наиболее вероятным выражением истинной величины измеряемого предмета.

\* При графическом изображении распределения случайных погрешностей измерений получается вышеупомянутая нормальная кривая, представляющая сравнительные вероятности погрешностей различной величины. В связи с указанными свойствами случайных погрешностей, нормальная кривая симметрична, т. е. обе ветви кривой опускаются в обе стороны от наибольшей ординаты совершенно одинаково. Те эмпирические ряды распределения, с которыми мы имеем дело при статистических исследованиях, редко бывают вполне симметричными, но многие из них более или менее близки к симметричному распределению. Это дает основание рассматривать наблюдаемые в рядах распределения отклонения величин вариант от средней по аналогии с случайными погрешностями.



Черт. 3. Распределение рабочих Московской губ. по окружности груди. Мужчины 30 — 40 лет.

Полигон частоты.

Неточность статистических цифр. В статистике населения и санитарной часто приходится иметь дело с недостаточно точными данными. Это обстоятельство надо постоянно иметь в виду при пользовании итоговыми цифровыми материалами. Следует учитывать только то количество цифр, которое более или менее достоверно. При цифровом выражении результатов наблюдения необходимо учитывать и указывать степень точности наблюдения. Вместе с тем точность цифрового результата сводки, который приводится для той или иной цели, не должна быть большей, чем это требуется характером исследуемого вопроса.

Так, например, по переписи 1923 г., число жителей г. Ленинграда определено цифрой 1.071.103. Цифра эта, конечно, не математически точна. Предположим, что возможное отклонение от действительности составляет около 2 тысяч, т. е., что действительная численность населения лежит в пределах, примерно, от 1.069 тыс. до 1.073 тыс. Таким образом, результат переписи населения Ленинграда можно выразить и так:  $1.071.000 \pm 0,2\%$ . Цифры, полученные при сводке, публикуются обычно в том виде, в каком они установлены (напр., население Ленинграда = 1 071.103), и округление их предоставляется самим потребителям цифровых материалов.

Опыт показал, что имеется очень мало цифровых результатов каких-либо массовых наблюдений, которые были бы точны в пределах пяти первых цифр данного числа; в большинстве случаев правильность не идет далее третьей цифры, а иногда уже вторая цифра является сомнительной.

При составлении таблиц по первичным материалам наблюдения следует давать цифры подлинные, неокругленные. Однако, при текстовом изложении содержания табличных сводок лучше

пользоваться округленными числами. Пределы замены нулями цифр определяются в зависимости от точности основного материала и применительно к характеру исследования.

Когда цифры излагаются устно (в докладе, речи), то округление их особенно необходимо, так как неокругленные данные плохо воспринимаются, не запоминаются аудиторией и действуют утомляющим образом.

Возьмем следующий пример. Предположим, что число бактерий на пластинке может быть сосчитано с точностью до  $\pm 5\%$ . Три различных пробы дали последовательно 2790, 4220 и 3470 на куб. см — в среднем 3493. Пять процентов от средней составляет 175; следовательно, правильный ответ лежит между 3318 и 3668. Будет достаточно точно сказать, что содержание бактерий в 1 куб. см равно 3500. Такое округление устраняет видимость точности там, где таковой в действительности не имеется.

Учитывая неизбежную неточность при производстве бактериологических исследований воды, Американское общество здравоохранения высказалось, чтобы результаты исследований показывались лишь в значущих цифрах следующим образом: (См. таблицу 11 на стр. 68).

Возможно, что такого рода таблицы были бы уместны и в демографии. Во всяком случае в демографии следует избегать часто встречающейся фиктивной точности при анализе демографических данных, например, вычислений коэффициентов и процентов со многими десятичными знаками и т. п.

Соединение неточных цифр. При комбинировании нескольких цифр, обладающих разной степенью точности, надо отдельно выяснить степень точности результата. В табл. 12 дан пример сложения трех статистических чисел, в различной степени отклоняющихся от истинных значений соответственных величин. (См. таблицу 12 на стр. 68).

Действительное цифровое значение итога в таблице 12 находится между 895.000 и 906.000, или  $\approx 900.000 + 0,6\%$ . Очевидно, что процентное отклонение итога не представляет собою ни суммы, ни средней процентных отклонений отдельных слагаемых.

Табл. 11. Правила для показания результатов подсчета бактерий при анализе воды.

Число найденных бактерий			Результат подсчета указывается	
От	1 до	50	так, как найдено:	
"	51 "	100	со округлением до ближайшего 5	
"	101 "	250	" "	10
"	251 "	500	" "	25
"	501 "	1.000	" "	50
"	1.101 "	10.000	" "	100
"	10.001 "	50.000	" "	500
"	50.001 "	100.000	" "	1.000
"	100.001 "	500.000	" "	10.000
"	500.001 "	1.000.000	" "	50.000
"	1.000.001 "	10.000.000	" "	100.000

Табл. 12. Комбинирование неточных статистических данных.

Слагаемые цифровые данные	Процент отклонения	Вероятная ошибка
1	2	3
47.386	2	$\pm$ 948
9.453	5	$\pm$ 473
843.782	0,5	$\pm$ 4.219
Итого . . . 900.621	—	$\pm$ 5.640 (0,6%).



## ГЛАВА ТРЕТЬЯ.

### ПРОИЗВОДНЫЕ СТАТИСТИЧЕСКИЕ ВЕЛИЧИНЫ.

\* Абсолютные и относительные числа. В результате подсчета и статистической сводки получаются абсолютные числа, характеризующие размер данного явления. Числа эти всегда имеют значение и представляют интерес, но они недостаточны для дальнейших сравнений, сопоставлений и анализа и должны быть преобразованы в относительные величины.

Отношения. Отношение двух чисел может быть выражено либо дробью (например,  $\frac{3}{8}$ ) либо обозначено знаком деления (например, 3:8). Однако, соотношение двух чисел, выраженное простой дробью, можно легко уловить только тогда, когда эти числа невелики; при сравнительно больших цифрах, уяснение их отношения с первого взгляда затруднительно (например,  $\frac{165}{217}$ ). Выражением отношений в виде простых дробей следует пользоваться лишь в случаях, когда знаменатель менее 10, или когда он представляет круглое число, т. е. кратное 5 или 10. Если вполне ясно отношение  $\frac{1}{4}$ , или  $\frac{1}{6}$ , или  $\frac{1}{25}$  или  $\frac{1}{200}$ , то это нельзя сказать о дроби  $\frac{1}{17}$  или  $\frac{1}{265}$ .

При статистических вычислениях отдается предпочтение десятичным дробям перед простыми. Между прочим одним из преимуществ десятичных дробей является и сравнительная простота их печатания (они занимают одну строчку и при наборе их не требуется перемены шрифта). Следует понять, иметь в виду, что десятичная дробь—так же, как и простая—состоит из двух частей именно, из цифр «видимых» и подразумеваемой единицы.

$$\text{Так, } \frac{3}{4} = \frac{0,75}{1} = \frac{75}{100} = 0,75$$

Десятичные дроби так же представляют отношения, как и простые дроби.

Вычислением относительных чисел при статистическом анализе явлений достигается прежде всего возможность сравнения.

Допустим, что мы желаем сравнить числа заболевших и умерших от брюшного тифа в трех различных местностях, т. е. узнать, в какой местности из числа заболевших умерло больше, и в какой меньше.

Цифровые данные представляются в следующем виде.

Таблица 13.

Местность	Число заболевших	Число умерших
1	2	3
X	541	46
Y	672	53
Z	247	30

Для возможности сравнения надо привести сравниваемые величины во всех трех местностях к какому-либо одному общему основанию:

Если взять за единицу основания одного умершего и вычислить число заболевших, приходящихся на один смертный случай, то получим такую табличку:

Таблица 14.

Местность	Число заболевших на один смертный случай
1	2
X	11,8 т. е. 541:46
У	12,7 » 672:53
Z	8,2 » 247:30

Если, наоборот, взять за единицу основания одного заболевшего и вычислить в форме десятичной дроби число смертных случаев, приходящихся на одного заболевшего, то получится следующая табличка:

Таблица 15.

Местность	Число смертей на одно заболевание
1	2
X	0,085 т. е. 46:541
У	0,079 » 53:672
Z	0,121 » 30:247

Можно, наконец, принять за основание 100 случаев заболеваний, т. е. увеличить числа предыдущей таблицы в 100 раз:

Таблица 16.

Мест- ность	Процент заболеваний окончившихся смертью
1	2
X	8,5
У	7,9
Z	12,1

Процентные, промилльные отношения и коэффициенты представляют относительные числа, приведенные к какому-либо круглому числу, принятому за основание. В приведенном примере вычисление произведено из расчета на 100 случаев. Можно в качестве основания брать не 100 а 10, 1000 и даже 10.000 и 1.000.000. Большое число случаев берется в качестве основания при сопоставлении тогда, когда фактор, приводимый к этому основанию, численно незначителен. С другой стороны, возможно в качестве основания брать единицу. Так, потребление воды в каком-либо городе можно установить из расчета на один день; плотность населения выразить числом жителей на 1 кв. км и т. д.

Приведенные относительные числа, представляющие собою результат сопоставления каких-либо двух величин, являются простыми. При получении их вычисление сводится к отнесению цифровых значений явления к какому-либо одному основанию.

Сложные относительные величины получаются в результате отнесения чисел какого-либо явления к двум основаниям. Так, душевое потребление воды за день выражает собою количество воды, вычисленное из расчета на один день и из расчета

на душу населения. Точно так же число рождений на 1.000 браков в год является сложным относительным числом, так как имеет два основания, по отношению к которым оно вычислено: число браков и время (год). Большинство встречающихся в демографии относительных величин следует признать сложными, так как они включают в качестве оснований два момента—число и время (обычно один год, и притом календарный год).

Злоупотребление относительными числами. При вычислении и пользовании числами отношений и коэффициентами следует избегать мнимой точности вычислений, о которой упоминалось уже выше.

Если, например, из 57 шаров было 35 белых, то процент белых шаров составит 61,404%. Учитывая, однако, возможность ошибок при подсчете шаров и полагая наименьшую возможную ошибку равной 1 в сторону плюса или минуса, получаем изменение процента белых шаров от 59,65 до 63,16. Было бы нелепостью в данном случае производить вычисления с точностью до 2 или даже до 1 десятичного знака. Вообще говоря, вычисление десятых и сотых долей процентов в случаях, когда абсолютные числа, выражаемые процентами, менее 100—бесцельно и нелогично. В только-что приведенном примере совершенно достаточна точность до единицы процента, т. е. можно сказать, что % белых шаров составляет 61.

Надо постоянно иметь в виду возможные изменения основания, к которому приводятся данные. В противном случае возникают ошибки и неясности. Так, в практике одной американской водопроводной компании имел место такой случай.

Вследствие понижения доходности предприятия, была снижена зарплата рабочим, на определенный период времени на 20%, с обещанием, по окончании срока, обратного повышения на 20%. По истечении обусловленного срока повышение действительно было произведено на 20%, но по отношению к уже пониженной зарплате. Это дало такую разницу: рабочий, получавший 4 рубля в день, при понижении на 20% стал получать 3 р. 20 к.; при повышении на 20% из расчета к пониженной ставке, рабочий стал получать 3 р. 20 к.  $+ 20\% = 3 \text{ р. } 84 \text{ к.}$  (а не первоначальную ставку в 4 р.).

Важно поэтому, чтобы из самих цифр или дополнительных указаний было ясно, к какому основанию вычислены приводимые относительные числа.

При пользовании коэффициентами надо учитывать тесноту связи фактора и основания. Так, взаимоотношение между рожденьями и численностью всего населения менее тесно, чем связь между числом рождений и числом замужних женщин, в способном к деторождению возрасте.

Относительные числа иногда применяются в косвенных целях.

Так, например, относительное число умерших от брюшного тифа принимается как мерило санитарного состояния водоснабжения того или иного города. Однако, коэффициент этот не является единственным и достаточным показателем в этом отношении.

Равным образом, общий коэффициент смертности (называемый иногда «грубым»), относящийся ко всему населению — без учета полового и возрастного состава — менее пригоден для сравнительного изучения санитарно-гигиенического состояния отдельных местностей или стран, чем, например, по-возрастные коэффициенты смертности.

Индексы. Часто бывает, что какой-либо один коэффициент не может удовлетворительно отразить состояние какого-либо явления, и для лучшего учета такого явления приходится комбинировать отношения нескольких различных чисел. Так, например, цены определенного набора товаров могут в известном сочетании быть выражены одним каким-либо показателем, называемым также индексом. Товарные индексы, вычисленные за ряд лет (или месяцев), позволяют сопоставлять состояние рынка по отдельным периодам времени. Существует много различных способов построения индексов. Иногда вычисляется так называемый взвешенный индекс, в который различные составные элементы (цены) входят с различным весом (количеством товаров).

В демографической и санитарной статистике индексы не получили распространения, хотя применение их могло бы быть удобным при сопоставлении, например, санитарных и гигиенических условий отдельных городов. Некоторым подобием индекса являются стандартизованные коэффициенты смертности и заболеваемости, так как при вычислении их учитывается кроме самой смертности и заболеваемости также и различный состав населения — по полу, возрасту, национальности и т. д.

Санитарный индекс. Неоднократно делались попытки построения единого «санитарного индекса», который путем комбинации различных коэффициентов давал бы в виде одной цифры сравнительную величину, характеризующую санитарное состояние населения. Ни общий, ни даже стандартизованный коэффициенты смертности не являются в этом отношении достаточными и удовлетворительными мерилami. Несколько лучшее мерило представляет коэффициент детской смертности

(смертность детей в возрасте до 1 г.). Недавно было предложено строить санитарный индекс, относя к общему количеству населения сумму из чисел умерших от главнейших остро-заразных болезней и числа умерших детей в возрасте до 1 г. Из остро-заразных болезней предложено брать все формы тифов, оспу, малярию, корь, скарлатину, коклюш, дифтерию, грипп, эпидемическую заушницу, азиатскую и европейскую холеру. Отношение чисел всех остальных умерших к населению в этом случае предложено называть «остаточным коэффициентом смертности». Сумма санитарного индекса и остаточного коэффициента даст общий коэффициент смертности. Предложивший этот индекс автор (Вильмор Батт) нашел, например, что в штате Пенсильвания общий коэффициент смертности за время с 1906 по 1915 год понизился с 16,0 на 1.000 населения до 13,8, т. е. на 14%. В то же время «санитарный индекс» понизился с 6,5 до 4,5 или на 30,8%, тогда как остаточный коэффициент упал лишь с 9,5 до 9,3, или всего на 2,1%. Следует, однако, отметить, что индекс не учитывает возможных изменений возрастного состава населения.

Указывалось, что индекс должен быть построен не только на демографических данных, но и учитывать социально-экономические факторы. Это, конечно, вполне справедливо, но вместе с тем и свидетельствует о значительной сложности проблемы. Следует, повидимому, признать преждевременными попытки построения единого санитарного индекса; можно получить достаточно удовлетворительные материалы для оценки санитарного состояния населения путем критического и осторожного применения различных специальных коэффициентов (повозрастных коэффициентов смертности, коэффициентов смертности от отдельных причин и т. д.)



\* Относительные числа распределения. В Ленинграде за два года (1925 и 1926 гг.) из общего числа 81.010 родившихся живых детей было 41.597 мальчиков и 39.413 девочек, а из общего числа 2.748 мертворожденных было мальчиков 1.542 и девочек 1.206. Из этих чисел видно, что и среди живорожденных и среди мертворожденных преобладают мальчики, но определить прямо из этих чисел сравнительную степень превышения частоты мальчиков среди обеих групп родившихся без преобразования чисел — затруднительно. Если же мы приведем числа к одному общему основанию, вычислив, какой процент или промилле в общем числе живорожденных составляют мальчики и какой процент они составляют в числе мертворожденных, то здесь картина получится ясная и определенная. Процент мальчиков среди живорожденных  $41.597 \times 100 : 81.010 = 51,3$ ; а среди мертворожденных 56,1. Преобладание мужского пола среди мертворожденных, таким образом, значительно больше, чем среди живорожденных, что является вообще прочно установленной закономерностью. В приведенном примере отношение это можно представить еще нагляднее, если произвести вычисление сравниваемых отношений не в процентах к итогу, а приняв, например, число девочек равным 100 и соответственно перечислив число мальчиков, т. е. определив, сколько мальчиков приходится на 100 девочек. Для живорожденных отношение это составляет  $41.597 \times 100 : 39.413 = 105,5$ , а для мертворожденных  $1.542 \times 100 : 1.206 = 127,9$ .

\* Из общего числа 27.083 умерших в 1924 г. в Москве умерло от туберкулеза 2.831, а из общего числа 19.697 умерших в Ленинграде в том же году умерло от туберкулеза 3.207. И здесь для выяснения сравнительного значения туберкулеза, как причины

смерти в Москве и Ленинграде, мы должны преобразовать приведенные абсолютные числа в относительные, вычислив, какой процент среди всех умерших составляют умершие от туберкулеза. Для Москвы процент этот составляет  $2.831 \times 100 : 27.083 = 10,5$  и для Ленинграда  $3.207 \times 100 : 19.697 = 16,3$ . Из этих относительных чисел определенно видно, что сравнительная роль туберкулеза, как причины смерти, была в Ленинграде более значительна, чем в Москве. Необходимо иметь в виду, что приведенные отношения отнюдь не показывают, что частота смертности от туберкулеза в Ленинграде выше, чем в Москве, и что из ленинградского населения большее число жителей умирает от туберкулеза, чем из московского населения. Для уяснения этого вопроса необходимо вычислять относительные числа другого типа; относительные же числа приведенного типа показывают лишь отношение части к целому, расчленение массы на ее составные части.

\* Числа эти, называемые относительными числами распределения или относительными числами экстенсивности, определяют ту относительную роль, которую данное переменное явление играет в составе другого переменного же явления, но ничего не говорят о частоте явления в среде, в которой данное явление происходит и с которой явление генетически связано.

\* Относительные числа частоты. Для измерения частоты явления в среде, в которой оно происходит, применяются относительные числа частоты, называемые также относительными числами интенсивности.

\* В 1925 г. в Москве умерло 24.795 чел., а в Ленинграде 20.102 чел. Числа эти интересны сами

по себе, но они не дают нам ответа, в котором из городов умерло относительно больше, принимая во внимание величину той среды, среди которой произошли указанные смертные случаи, т. е. население обоих городов. Зная же, что в Москве численность населения составляла в 1925 году 1.855.000, а в Ленинграде 1.379.000, мы можем привести числа умерших к одному основанию, принимая последнее, например, равным 1.000 и вычисляя, сколько смертных случаев приходилось в каждом городе на каждую 1.000 населения, т. е. вычисляя так называемый общий коэффициент смертности. Коэффициент этот, показывающий частоту смертных случаев в генетически связанной с ними среде, составляет в данном случае для Москвы  $24.795 \times \times 1.000 : 1.855.000 = 13,4$  и для Ленинграда  $20.102 \times \times 1.000 : 1.379.000 = 14,6$ . Хотя абсолютно в Москве в 1925 г. умерло больше, чем в Ленинграде, но относительно умерло меньше, или, иными словами, общий коэффициент смертности был в Москве ниже, чем в Ленинграде. Относительные числа приведенного типа и называются относительными числами частоты или интенсивности.

\* Коэффициенты. В санитарной и демографической статистике числа эти обычно называются коэффициентами, при чем различают общие и специальные коэффициенты. Приводим несколько примеров общих коэффициентов.

\* Общий коэффициент рождаемости представляет отношение числа родившихся в определенную единицу времени (обычно календарный год) к числу всего населения, принятому равным какой-либо круглой цифре (обычно 1.000). Так, в Ленинграде в 1926 г. при населении = 1.535.000 чел. родилось 42.608 человек. Общий коэффициент рождаемости

составляет  $42.608 \times 1.000 : 1.535.000 = 27,8$  на 1.000 населения.

\* Аналогично, если в Ленинграде в 1926 году общее число смертей составило 22.129, число смертей от туберкулеза 3.313 и число заболеваний скарлатиной 9.454, то общий коэффициент смертности составит  $22.129 \times 1.000 : 1.535.000 = 14,4$  на 1.000 населения, коэффициент смертности от туберкулеза  $3.313 \times 10.000 : 1.535.000 = 21,6$  на 10.000 населения и коэффициент заболеваемости скарлатиной  $9.454 \times 10.000 : 1.535.000 = 61,6$  на 10.000 населения.

Если коэффициенты вычисляют не для всего, а лишь части календарного года (полугодий, месяцев, недель), то их следует вычислять по расчету на год, т. е. вычислять тот коэффициент, который получился бы для всего года при величине измеряемого явления, свойственной взятому периоду. Если, например, в Ленинграде в январе 1924 г., при населении  $= 1.137.000$  чел., умерло 1.550 чел., а за неделю 10—16 августа при населении  $= 1.151.000$  чел. умерло 497 чел., то общий коэффициент смертности в январе составит  $1.500 \times 12 \times 1.000 : 1.137.000 = 16,4$  на 1.000 населения по расчету на год, и за неделю 10—16 августа  $= (492 \times 52 \times 1.000) : 1.152.000 = 22,4$  на 1.000 населения по расчету на год.

\* Общие коэффициенты, определяемые отношением величины явления ко всему населению, служат лишь целям первоначальной общей ориентировки и недостаточны для более точных выводов; поэтому почти всегда необходимо, где это возможно, вычислять кроме общих коэффициентов специальные коэффициенты, при которых явление более точно сопоставляется со средой, с которой оно генетически связано. Здесь необходимо прежде всего правильно определить эту среду, т. е. ту массу, в которой данное явление могло произойти.

Если, например, в Ленинграде умерло в 1926 г. от родильной горячки 69 чел., то для измерения частоты родильной горячки, очевидно, неправильно сопоставлять это число с общим количеством населения, так как мужчины и дети не могут умереть от родильной горячки; если сопоставить это число с числом женщин в возрасте, способном к деторождению (15—50 лет), то это отношение также не даст правильной меры, так как не все эти женщины в 1926 г. рожали. Очевидно, необходимо сопоставить это число с числом родоразрешений, которых в Ленинграде в 1926 г. было 42.020. Специальный коэффициент смертности от родильной горячки составит  $69 \times 1.000 : 42.020 = 1,6$  на 1.000 родоразрешений. Следует иметь в виду, что число родоразрешений из-за многоплодных родов не совпадает с числом родившихся.

\* Для более точного определения меры рождаемости нужно, очевидно, сопоставлять число родившихся не со всем населением, а с числом женщин 15—50 лет в населении; для определения более точной меры заболеваемости скарлатиной целесообразно сопоставлять число заболеваний не со всем населением, а с детским населением в возрасте 0—15 лет, так как скарлатиной заболевают преимущественно дети, и т. д.

\* Выше уже было указано, что выводы об интенсивности (частоте явлений) никогда не следует делать на основании данных об экстенсивности явлений. Неопытные исследователи особенно часто нарушают это правило.

\* Если, например, в Ленинграде в 1923 г. из общего числа 17.482 умерших умерло в возрасте 20—29 лет 2.005, или 11,5% общего числа умерших, а в возрасте 70—79 лет умерло 784 или 4,5% общего числа умерших, то отсюда, понятно, никоим образом нельзя делать вывода, что смертность

в возрасте 20—29 лет была в Ленинграде выше, чем в возрасте 70—79 лет. Чтобы измерить смертность в этих возрастах мы должны сопоставить числа умерших этих возрастов с числами населения этих возрастов. В частности, в Ленинграде в 1923 г. лиц в возрасте 20—29 лет было 264.742, а 70—79 лет—9.845; следовательно, смертность в возрасте 20—29 лет составила  $2.005 \times 1.000 : 264.742 = 7,6$  на 1.000 населения этого же возраста, а смертность в возрасте 70—79 лет  $= 784 \times 1.000 : 9.845 = 79,6$  на 1.000 населения этого же возраста. Если, например, в Ленинграде в 1919 г. из общего числа 69.381 умерших умерло от туберкулеза 4.322 или 6,2%, а в 1924 г. из общего числа 19.689 умерших умерло от туберкулеза 3.200 или 16,3%, то отсюда нельзя делать вывода, что смертность от туберкулеза была в 1924 г. в Ленинграде выше, чем в 1919 г. В действительности наблюдалось как раз обратное. Население в Ленинграде составляло в 1919 г. 900.000 чел. и в 1924 году 1.221.000 чел., и смертность от туберкулеза была в 1919 г.  $4.322 \times 10.000 : 900.000 = 48,0$  на 10.000 жителей и в 1924 г.  $= 3.200 \times 10.000 : 1.221.000 = 26,3$  на 10.000 жителей.

\* Такое кажущееся противоречие обусловливается тем, что величина экстенсивных отношений зависит от двух переменных величин; так, в примере с туберкулезом величина отношения числа умерших от туберкулеза к общему числу умерших зависит и от величины отношения числа умерших от туберкулеза к населению и от величины отношения общего числа умерших к населению и может меняться от изменения какой-либо одной из этих величин: с одной стороны, от изменений величины смертности от туберкулеза, а с другой,—от изменений величины общей смертности:

$$\frac{\text{Число умерших от тbc}}{\text{Общее число умерших}} = \frac{\text{Число умерших от тbc}}{\text{Население}} \times$$

$$\times 1: \frac{\text{Общее число умерших}}{\text{Население}}$$

\* Отсюда видно, что отношение чисел умерших (или заболевших) от какой-нибудь болезни к общему числу умерших (или заболевших) равняется величине смертности (или заболеваемости) от данной болезни, умноженной на обратную величину общей смертности (или заболеваемости). Очевидно, что экстенсивные отношения, подобные приводимым, только тогда отражают сравнительную частоту явления (в данном случае величину смертности или заболеваемости), когда общая смертность (или заболеваемость) в сравниваемые периоды или в сравниваемых местностях, группах населения и т. д. остается постоянной. С изменением величины общей смертности (или заболеваемости) величина экстенсивного отношения автоматически понижается, если величина общей смертности (заболеваемости) увеличивается, и автоматически повышается, если величина общей смертности (заболеваемости) уменьшается.

\* В другом приведенном примере с повозрастной смертностью зависимость между экстенсивными отношениями и величинами повозрастной смертности можно представить в следующем виде:

$$\frac{\text{Число умер. данн. возр.}}{\text{Общее число умерших}} = \frac{\text{Число умер. данн. возр.}}{\text{Насел. данного возраста}} \times$$

$$\times \frac{\text{Населен. дан. возр.}}{\text{Все население}} \times 1: \frac{\text{Общее число умерших}}{\text{Все население}}$$

\* Таким образом, величина отношения между числом умерших (или заболевших) какого-либо возраста и общим числом умерших (заболевших) зависит и от величины повозрастной смертности,

и от относительного количества населения данного возраста среди всего населения, и от величины общей смертности (заболеваемости).

\* Относительные числа соотношения. В Ленинграде в 1923 г. имелось 2.654 врачей, а в Копенгагене в том же году 850 врачей. Врачей в Ленинграде, таким образом, значительно больше; это, однако, не дает нам ответа, где население численно более обеспечено врачебной помощью; чтобы выяснить, где врачей относительно больше, мы должны привести числа врачей в соотношение с той средой, с которой врачи связаны по своей деятельности, т. е. с численностью населения. Если бы дело шло о ветеринарных врачах, то их нужно было бы привести в соотношение с численностью животных. Количество населения в Ленинграде в 1923 г. составляло 1.093.000, а в Копенгагене 730.000.

\* На 10.000 населения в Ленинграде приходилось  $2.564 \times 10.000 : 1.093.000 = 23,5$  врачей, в Копенгагене  $850 \times 10.000 : 730.000 = 11,6$  врачей.

\* Относительные числа, подобные приведенным, называются относительными числами соотношения.

\* Относительные числа наглядности. Под видом относительных чисел соотношения даются относительные числа, имеющие целью представить сравниваемые величины в более наглядном и удобосравнимом виде. Для этого приравнивают какую-нибудь из сравниваемых величин к какой-либо круглой цифре (100, 1.000 и т. д.) и соответственно перечисляют остальные величины. Преобразовывать, таким образом, можно и абсолютные и относительные числа.

\* Ежегодный рост населения Москвы, начиная с 1920 г., можно представить следующим образом:



\* Табл. 17. Население Москвы в 1920—1926 гг.

Год	Среднее население	Относительные числа наглядности. Принимая население 1920 г. = 100, численность населения составляла
1920	1.120.000	100
1921	1.176.000	105
1922	1.380.700	123
1923	1.620.600	145
1924	1.772.000	158
1925	1.855.000	166
1926	1.940.000	173

\* Сравнительная величина смертности в 1926 г. в некоторых крупных европейских городах в относительных числах наглядности представляется в таком виде:

\* Табл. 18. Смертность в европейских городах в 1926 г.

	Число умерших на 1000 населения, принимая величину для Парижа = 100	Относительные числа наглядности.
1) Париж . . . . .	14,8	100
2) Ленинград . . . . .	14,4	97
3) Москва . . . . .	13,8	93
4) Будапешт . . . . .	13,1	89
5) Лондон . . . . .	11,4	77
6) Берлин . . . . .	11,1	75
7) Стокгольм . . . . .	11,0	74
8) Копенгаген . . . . .	10,9	73
9) Осло . . . . .	10,5	71
10) Брюссель . . . . .	10,1	68
11) Амстердам . . . . .	8,6	58

\* В следующей таблице приведены относительные числа наглядности, показывающие эволюцию смертности от туберкулеза в Ленинграде за последние 5 лет:

\* Табл. 19. Смертность от тбс в Ленинграде.

Год	Число умерших от тбс на 10.000 жителей	Принимаемая величину смертности в 1922 г. = 100, смертность составляет:
1922 . .	41,0	100
1923 . .	29,6	72
1924 . .	26,3	64
1925 . .	22,4	55
1926 . .	21,6	53

\* Относительными числами наглядности особенно целесообразно пользоваться при обработке данных о распределении какого-либо явления (смертности, заболеваемости заразными и др. болезнями и пр.) по календарным месяцам. Преобразовывая в этом случае числа, можно одновременно устранять и несравнимость помесечных чисел в зависимости от разного количества дней в отдельных календарных месяцах. Это обстоятельство следует всегда иметь в виду при помесечных данных и остерегаться от сравнения помесечных данных, выраженных, например, в процентах к годовому итогу, без предварительного уравнивания месяцев путем приведения, например, всех месяцев к 30 дням. Если, например, в какой-либо местности было зарегистрировано в январе и феврале по 80 случаев брюшного

тифа при общем годовом числе случаев = 1.000, то мы допустили бы ошибку, если на основании одинаковости чисел в январе и феврале или одинаковости процентных отношений (на январь и на февраль приходится одинаково по 8% общего годового числа случаев), сделали бы вывод, что брюшной тиф имел одинаковое распространение в январе и феврале. В январе 31 день, а в феврале (если год не високосный) — 28; поэтому необходимо до сравнения и вычисления процентных отношений уменьшить число январских случаев в пропорции 30:31 и увеличить число февральских случаев в пропорции 30:28. При таком преобразовании получим, что процент случаев, приходящихся на январь, составляет 7,7 и на февраль 8,6.

\* Весьма удобен и нагляден способ преобразования помесячных чисел путем вычисления численного отношения среднего ежедневного числа случаев в данном месяце к среднему ежедневному числу случаев во всем году, при чем последнее принимается равным какой-либо круглой цифре (100, 1000). Этим способом достигается наглядность и вместе с тем устраняется влияние на месячные числа неодинакового количества дней в календарных месяцах. (См. таблицу 20 на стр. 88).

\* Числа третьего столбца получены путем деления соответствующих чисел второго столбца на число дней данного календарного месяца: например, для января  $3.762:31=121,3$ ; для февраля (1924 г. был високосным)  $3.546:29=122,3$  и т. д. Среднее ежедневное в году получено путем деления общего числа случаев в году на 366 ( $51.047:366=139,5$ ). Это последнее число принято затем равным 100 и соответственно перечислены ежемесячные числа третьего столбца: для января, например,  $121,3 \times 100:139,5=87$ , для февраля  $122,3 \times 100:139,5=88$  и т. д.

\* Табл. 20. Распределение умерших в Московской губернии в 1924 г. по календарным месяцам<sup>1</sup>.

Месяцы	Число умерших	Приходится умерших в среднем на 1 день данного месяца.	Принимая среднее ежедневное число года = 100, среднее ежедневное число данного месяца составляет.
1	2	3	4
Январь . .	3.762	121,3	87
Февраль . .	3.546	122,3	88
Март . . .	4.051	130,7	94
Апрель . .	3.507	116,9	84
Май . . .	3.346	107,9	77
Июнь . . .	4.412	147,1	105
Июль . . .	5.412	174,6	125
Август . .	5.871	189,4	136
Сентябрь .	4.128	137,6	99
Октябрь . .	4.194	135,3	97
Ноябрь . .	4.280	142,6	102
Декабрь . .	4.538	146,4	105
	51.047	139,5 (среднее ежедневное в году) = 100	

Полученные числа приведены в четвертом столбце и дают наглядное и правильное представление о помесичном распределении умерших в данном случае.

<sup>1</sup> П. И. Куркин и А. А. Чертов. Естественное движение населения г. Москвы и Московской губернии. Москва, 1927. Издание Мосздравотдела.

\* Можно получать относительные величины третьего столбца и путем вычисления по формуле:

$$X:100 = \frac{\text{Число случаев в данном месяце}}{\text{Число дней в данном месяце}} : \frac{\text{Число случ. в году}}{\text{Число дней в году}}$$

$$\text{или } X = \frac{\text{Число случаев в данном месяце} \times 365 \times 100}{\text{Число дней в месяце} \times \text{число случаев в году}}$$

\* Если год високосный, то в числителе берут 366.

\* Можно, наконец,— и это наиболее просто,—производить вычисления умножая отношение

$$\frac{\text{Число случаев в месяце}}{\text{Число случаев в году}} \times 100$$

на коэффициент, изменяющийся в зависимости от числа дней в месяце и составляющий для невисокосных лет и для месяцев в 31 день  $(365:31 \times 12) \times 12 = 11,77$ , для месяцев в 30 дней  $(365:30 \times 12) \times 12 = 12,17$  и для февраля  $(365:28 \times 12) \times 12 = 13,03$ .

\* Для високосных лет коэффициент составляет для месяцев в 31 день 11,81, для месяцев в 30 дней 12,2 и для февраля 12,62.

Техника вычисления относительных чисел. Вычисление относительных чисел сводится к простому делению.

Требуется, например, вычислить коэффициент смертности из расчета на 1.000 жителей для города с населением в 34.691 чел. и числом умерших за год, равным 549.

Счетная операция сводится к делению 549 на 34.691.

Выполняя это деление без каких-либо сокращений, получаем следующие результаты:

$$\frac{549000}{34691} = 15,82 \quad (= \text{коэффициент смертности на 1.000 населения})$$

$$\begin{array}{r} 202090 \\ 173455 \\ \hline \end{array}$$

$$\begin{array}{r} 286350 \\ 277528 \\ \hline \end{array}$$

$$\begin{array}{r} 88220 \\ 69382 \\ \hline \end{array}$$

Для упрощения вычисления, можно отбросить единицы в делителе (цифра населения). Ход деления будет таков.

$$\begin{array}{r}
 54900 : 3469 = 15,82 \\
 \underline{3469} \\
 20210 \\
 \underline{17345} \\
 28650 \\
 \underline{27752} \\
 8980 \\
 \underline{6938}
 \end{array}$$

Коэффициент остался без перемены.

Если далее сократить делитель до 347, то вычисление сведется к следующему:

$$\begin{array}{r}
 5490 : 347 = 15,82 \\
 \underline{347} \\
 2020 \\
 \underline{1735} \\
 2850 \\
 \underline{2776} \\
 740 \\
 \underline{694}
 \end{array}$$

Получается опять тот же коэффициент.

Допустим, однако, что мы округлим делитель до 35.

Тогда мы имеем

$$\begin{array}{r}
 549 : 35 = 15,7 \\
 \underline{35} \\
 199 \\
 \underline{175} \\
 240 \\
 \underline{245}
 \end{array}$$

В этом случае результат не вполне точен (ошибка = 0,1); мы слишком упростили вычисление, и это отразилось на численном значении коэффициента.

Однако, вообще говоря, при надлежащей осторожности путем округления цифр можно получить значительную экономию труда и времени при вычислительной работе.

Это особенно важно для лиц, производящих статистические вычисления и вообще занимающихся статистикой не как профессией, а попутно со своей основной работой.

Специалисты-статистики и вообще лица, сравнительно часто имеющие дело с цифровыми подсчетами, пользуются обычно для облегчения счетной работы таблицей логарифмов, логарифмической линейкой или особыми счетными приборами (арифмометры).

\* При вычислительной статистической работе, нередко весьма кропотливой, самое лучшее—пользоваться какой-либо счетной машиной (арифмометр Однера или Брунсвига). Необходимым пособием при работе являются также обыкновенные счеты. Весьма полезны различные таблицы умножения, корней и степеней чисел. При отсутствии счетной машины таблицы эти совершенно необходимы. Из имеющихся таблиц укажем:

\* О'Р у р к.—Таблицы умножения. Москва, 1923 г. Таблица умножения чисел до  $100 \times 1.000$ .—C r e l l e A. L. Rechentafeln. Berlin. Изд. 9. Reimer. Таблицы умножения чисел до  $1.000 \times 1.000$ .—P e t e r s J. Neue Rechentafeln für Multiplication und Division. Berlin. Изд. Reimer. Таблица умножения чисел до  $100 \times 10.000$ .—Z i m m e r m a n n, H. Rechentafeln. Berlin. Изд. W. Ernst. Таблица умножения чисел до  $100 \times 1.000$ , квадратов, кубов, квадратных и кубических корней и обратных величин для чисел до 1.000.—B a r l o w. Tables of squares, cubes, square-roots, cube-roots and reciprocals of all integer numbers to 10.000. London. 1924. Изд. Spn. Таблицы квадратов, кубов, квадратных и кубических корней и обратных величин для чисел до 10.000.

\* Вероятности. Относительные числа экстенсивности и интенсивности можно рассматривать по аналогии с вероятностями. В общежитии мы

привыкли разделять явления на необходимые и невозможные.

Но мы в сущности называем невозможными события, которые весьма мало вероятны, а необходимыми — вероятность которых весьма близка к достоверности.

Исследованием законов и зависимостей вероятностей занимается математическая теория вероятностей.

За меру вероятности какого-нибудь события в теории вероятностей принимается отношение числа случаев, благоприятствующих появлению этого события, к числу всех возможных случаев (благоприятствующих и неблагоприятствующих). Эти последние должны быть исчерпывающими явление, несовместимыми и равновозможными.

Случаи являются исчерпывающими явление, если предусмотрены все возможные комбинации, и если по отношению к данному явлению нельзя ожидать никаких других событий (случаев), кроме предусмотренных.

Несовместимыми случаи называются, если они взаимно исключают друг друга, и при наступлении одного из них другой уже не может иметь место. Равновозможными случаи являются, если нет оснований считать один случай имеющим большую возможность осуществления, чем другой.

Следует отметить, что в теории вероятностей принято называть все явления, вероятность которых подвергается анализу, — «событиями», а всякий отдельный случай появления какого-либо события, смотря по тому, происходит ли оно независимо от нас или при нашем содействии — «наблюдением» или «испытанием». Благоприятствующим случаем называется случай, ведущий к наступлению события.



\* Вероятность, например, что при подбрасывании монеты она упадет решеткою  $= \frac{1}{2}$ , так как из двух возможных случаев (выпадение решетки или орла) выпадению решетки благоприятствует 1 случай. Выпадение орла или решетки исчерпывает явление, и никаких других случаев при подбрасывании быть не может; выпадение орла несовместимо с выпадением решетки, и нет оснований считать выпадение орла, имеющим большую возможность осуществления, чем выпадение решетки. Вероятность вынуть туза из полной колоды карт в 52 листа  $= \frac{4}{52}$ , так как из 52 возможных случаев извлечению туза благоприятствуют 4 случая по числу имеющихся в колоде тузов; вероятность вынуть туза пик  $= \frac{1}{52}$ . Вероятность извлечения белого шара из сосуда, содержащего 5 белых, 10 красных и 15 черных шаров  $= \frac{5}{30} = \frac{1}{6}$ . При подбрасывании игральной кости, представляющей собою куб, на сторонах которой помещены числа 1, 2, 3, 4, 5, 6—вероятность, что выпадет число 3  $= \frac{1}{6}$ .

\* Аналогично, если на основании наблюдений мы знаем, что в Ленинграде в 1926 г. из 42.608 родившихся 21.836 были мальчики, мы можем принять вероятность рождения ребенка мужского пола  $= \frac{21.836}{42.608} = 0,512$ . Если мы на основании наблюдений знаем, что в России из 45.851 мужчин в возрасте 30 лет до возраста 60 л. доживает 28.183, то мы можем считать отношение  $\frac{28.183}{45.851} = 0,615$  за вероятность для тридцатилетнего мужчины дожить до 60 лет. Если в Ленинграде в 1926 г. из 1.535.000 жителей заболело скарлатиной 9.454, мы можем условно принять в качестве

вероятности заболевания скарлатиной отношение  $9454 : 1.535.000 = 0,006$ .

\* В приведенных выше примерах с картами, шарами, монетами числа случаев, благоприятствующих и неблагоприятствующих событию, были известны заранее, и дело шло о так называемых априорных вероятностях. Примеры с родившимися мальчиками, с заболевшими скарлатиной и с дожившими до известного возраста относятся к данным, полученным на основании наблюдений, и здесь дело идет о так называемых эмпирических частостях события или статистических (эмпирических) вероятностях.

\* Когда мы подбрасываем монету, то выпадение ее при отдельном подбрасывании орлом или решеткой зависит от случая. Под случаем здесь понимается ряд обстоятельств, связанных с подбрасыванием—движение руки, сила подбрасывания, сила, с которой монета падает, и т. п. Случай не есть отсутствие причины, но результат множественности причин. Если мы произведем подбрасывание несколько сот или тысяч раз, множественные случайные причины будут все более отступать на задний план, и будет все более выявляться основная причина, сводящаяся к равной вероятности выпадения орла и решетки; при большом числе подбрасываний число случаев выпадения орла будет приблизительно равно числу случаев выпадения решетки. Если мы имеем сосуд, содержащий неизвестное нам количество белых и черных шаров, и будем извлекать по одному шару, записывая его цвет и вкладывая каждый раз извлеченный шар обратно в сосуд, то при большом количестве извлечений, отношение числа извлеченных нами белых или черных шаров к общему числу извлечений будет очень близко к действительному числовому соотношению в сосуде

черных или белых шаров к общему количеству шаров, т. е. к априорной вероятности.

\* Закон больших чисел. В общей форме предположим, что при повторении испытаний вероятность события  $A$  остается постоянно равной  $p$ . Если обозначить через  $n$  число испытаний и через  $m$  число появлений события  $A$ , то с вероятностью, близкой к достоверности, можно утверждать, что при достаточно большом числе испытаний числовое значение разности  $(m:n) - p$  сколь угодно мало, и эмпирическая частота события  $(m:n)$  будет как угодно мало отличаться от его априорной вероятности. Если же предположить, что априорная вероятность события  $A$  меняется при каждом испытании, и при  $n$  испытаниях принимает значения  $p_1, p_2, \dots, p_n$ , то с вероятностью близкой к достоверности можно утверждать, что численное значение разности

$$\frac{m}{n} - \frac{p_1 + p_2 + \dots + p_n}{n}$$

при достаточно большом числе испытаний сколь угодно мало, и относительная частота события  $A$  будет отличаться как угодно мало от его средней вероятности.

\* Первое из приведенных положений представляет теорему Я. Бернулли, а второе теорему Пуассона; обе теоремы определяют так называемый закон больших чисел.

\* Так как, согласно закону больших чисел, эмпирическая частота события, с возрастанием числа испытаний (наблюдений), приближается к его вероятности, то это дает основание применять построения теории вероятностей к случаям действительной жизни и к эмпирическим величинам, получаемым статистическим путем, исходя из

предпосылки, что в основе изучаемых явлений лежит некая постоянная априорная вероятность.

\* *Численные значения вероятностей.* Если все случаи, в которых событие может появиться, будут благоприятствующими событию, то вероятность, что событие случится, превращается в достоверность, и тогда в дроби, служащей мерой вероятности этого события, числитель будет равен знаменателю, а сама дробь будет равна единице. Вероятность, например, извлечения черного шара из сосуда, содержащего 10 черных шаров  $= 10:10 = 1$ . Таким образом, вероятность достоверного события, т. е. события, которое непременно должно случиться, равна единице, или вероятность, равная единице, указывает на достоверность события. Наоборот, если все случаи неблагоприятствуют событию, то событие невозможно, и дробь, выражающая его вероятность, равняется нулю. Вероятность, например, извлечения черного шара из сосуда, содержащего 10 белых шаров  $= 0:10 = 0$ . Таким образом, вероятность невозможного события равна нулю, или вероятность нуль указывает на невозможность события. В пределах между 0 и 1 возможен бесчисленный ряд переходов в степени уверенности в появлении того или иного события, при чем степень эта оценивается в теории вероятностей числами, заключенными между 0 и 1.

\* Два события такого свойства, что если не происходит одно из них, то должно непременно произойти другое, называются противоположными. Если в сосуде имеется 7 белых шаров и 3 черных, то при извлечении шаров, если мы не вынем черный шар, то непременно вынем белый; если при подбрасывании монеты она не упадет решеткой, то непременно упадет орлом. Поэтому

появление белого или черного шара из сосуда и падение монеты решеткой или орлом представляют события противоположные. Сумма вероятностей противоположных событий равна единице. В только-что приведенном примере с шарами вероятность вынуть белый шар равна  $\frac{7}{10}$  и вероятность вынуть черный равна  $\frac{3}{10}$ . Сумма этих вероятностей равна  $\frac{7}{10} + \frac{3}{10} = 1$ . Так же и в примере с подбрасыванием монеты; вероятность, что монета упадет решеткой  $= \frac{1}{2}$  и что она упадет орлом  $= \frac{1}{2}$ . Сумма этих вероятностей  $= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = 1$ . Поэтому, зная численное выражение вероятности какого-либо события, мы легко можем найти вероятность события противоположного данному; для этого нужно известную нам вероятность вычесть из единицы. Так, в последнем примере с шарами вероятность вынуть белый шар была равна  $\frac{7}{10}$ , следовательно, вероятность вынуть черный шар, т. е. вероятность события, противоположного данному, равна  $1 - \frac{7}{10} = \frac{3}{10}$ . Равным образом в приведенном выше примере о вероятности рождения ребенка мужского пола в Ленинграде, вероятность эта составляла  $21.836 : 42.608 = 0,512$ ; следовательно, вероятность рождения ребенка женского пола равнялась:

$$1 - \frac{21.836}{42608} = \frac{20.772}{42608} = 1 - 0,512 = 0,488.$$

\* В примере о вероятности для тридцатилетнего мужчины дожить до 60 лет вероятность эта составила  $28.183 : 45.851 = 0,615$ ; следовательно, вероятность для тридцатилетнего мужчины умереть, не дожив до 60 лет, составляет  $1 - 0,615 = 0,385$ .

\* Сложение вероятностей. В сосуде имеется 5 белых, 10 красных и 15 черных шаров, всего 30 шаров; вероятность извлечения белого шара  $= \frac{5}{30}$ , вероятность же извлечения

небелого шара  $= 1 - \frac{5}{30} = \frac{25}{30}$ , так как извлечение небелого шара представляет событие, противоположное извлечению белого шара. Небелый шар во взятом примере может быть красный или черный. Вероятность, что он будет красный  $= \frac{10}{30}$ , и вероятность, что он будет черный,  $= \frac{15}{30}$ . А так как  $\frac{10}{30} + \frac{15}{30} = \frac{25}{30}$ , то можно сделать вывод, что вероятность извлечения небелого шара равна сумме вероятностей извлечения черного и красного шара. Этот вывод из частного примера имеет общее значение и формулируется положением, что вероятность того, что произойдет одно из нескольких несовместимых событий, безразлично какое, равняется сумме вероятностей этих событий. Так, вероятность вынуть безразлично туза или короля из полной колоды карт  $= \frac{4}{52} + \frac{4}{52} = \frac{8}{52}$ , вероятность вынуть безразлично туза любой масти или короля пик  $= \frac{4}{52} + \frac{1}{52} = \frac{5}{52}$ . Аналогично, если в Ленинграде в 1926 г. из 1.535.000 жителей заболело скарлатиной 9.454 и брюшным тифом 2.270, то вероятность заболеть безразлично скарлатиной или брюшным тифом составляет:

$$\frac{9.454}{1.535.000} + \frac{2.270}{1.535.000} = 0,006 + 0,001 = 0,007.$$

\* Умножение вероятностей. Совокупность событий, происходящих одновременно или одно за другим, можно рассматривать как одно сложное событие. Составляющие события в этом случае называются простыми. Так, одновременное извлечение 2 тузов или извлечение 2 тузов под ряд из колоды карт представляет сложное событие, состоящее из двух простых. Вероятность одновременного или последовательного появления двух или нескольких простых событий, или одного сложного события, равна произведению

вероятностей простых событий. События при этом должны быть независимы одно от другого, т. е. вероятность каждого из них не должны зависеть от того, случились ли другие события или нет. В сосуде, например, имеется 10 шаров, из них 4 черных шара и 6 белых и из последних один костяной и 5 деревянных. Мы можем в данном случае определить вероятность извлечения белого деревянного шара обычным путем, беря в числителе число белых деревянных шаров (5) и в знаменателе общее количество шаров (10); искомая вероятность составит  $\frac{5}{10}$ . Но можно в данном случае рассматривать появление белого деревянного шара как сложное событие, состоящее из двух простых,—извлечение из общего числа шаров белого шара и извлечения из белых шаров деревянного шара,—и применить для определения искомой вероятности приведенную выше теорему умножения вероятностей. Вероятность извлечения белого шара во взятом примере  $= \frac{6}{10}$ , а вероятность появления из числа белых шаров шара деревянного  $= \frac{5}{6}$ , так как в числе 6 белых шаров имеется деревянных 5. Перемножая эти вероятности, получаем вероятность извлечения белого деревянного шара  $= \frac{6}{10} \times \frac{5}{6} = \frac{5}{10}$ . Вероятность одновременного извлечения из полной колоды карт 2 тузов равна

$$\frac{4}{52} \times \frac{4}{52} = \frac{16}{2704} = \frac{1}{169};$$

вероятность одновременного извлечения туза любой масти и короля пик равны

$$\frac{4}{52} \times \frac{1}{52} = \frac{4}{2704} = \frac{1}{676}.$$

Вероятность выпадения орла два раза подряд при двукратном подбрасывании монеты  $= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$ .

Вероятность выпадения орла три раза под ряд =  $\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8}$  и т. д. Аналогично, если в Ленинграде в 1926 г. из 1.535.000 жителей заболело скарлатиной 9.454 и корью 8.808, то вероятность заболеть одновременно скарлатиной и корью составляет

$$\frac{9.454}{1.535.000} \times \frac{8.808}{1.535.000} = 0,0062 \times 0,0057 = 0,000035.$$

\* Предположим, что мы имеем брачную пару, где мужу 35 лет и жене 30 лет, и желаем определить вероятность прожить обоим еще 10 лет. По русской таблице смертности, вероятность для мужчины 35 лет дожить до 45 лет =  $39.261 : 43.955 = 0,893$  и вероятность для женщины 30 лет дожить до 40 лет =  $44.147 : 48.688 = 0,907$ . Вероятность прожить обоим 10 лет составит

$$\frac{39.261}{43.955} \times \frac{44.147}{48.688} = 0,893 \times 0,907 = 0,810.$$

Вероятность умереть обоим в течение 10 лет составит

$$(1 - 0,893) \times (1 - 0,907) = 0,107 \times 0,093 = 0,01;$$

вероятность, что в течение 10 лет умрет старший из них, а младший останется в живых составит

$$0,107 \times 0,907 = 0,097;$$

вероятность, что в течение 10 лет умрет младший, а старший останется в живых

$$0,093 \times 0,893 = 0,083.$$

\* Вероятность при повторении испытаний. Если мы подбрасываем монету один раз, то она может упасть или решеткой или орлом



и вероятность появления орла (или решетки) равняется  $\frac{1}{2}$ . Если мы подбрасываем монету 2 раза (или 2 монеты 1 раз), то здесь имеются 4 возможности: монета может упасть первый раз решеткой и второй раз орлом, первый раз орлом и второй раз решеткой, оба раза решеткой и оба раза орлом. Число случаев появления, например, орла можно здесь представить в виде такого распределения:

Число появлений орла . . . . .	0	1	2	Итого
» случаев . . . . .	1	2	1	4

\* Из 4 возможных случаев орел может не появиться ни разу в одном случае (если монета при обоих подбрасываниях упадет решеткой); орел может появиться 1 раз в 2 случаях (если монета упадет при первом подбрасывании орлом и при втором—решеткой и, наоборот, если монета при первом подбрасывании упадет решеткой и при втором подбрасывании—орлом), и орел может появиться 2 раза в одном случае (если монета при обоих подбрасываниях упадет орлом). Так как всех возможностей имеется 4, то, соответственно, вероятность появления орла один раз при двух подбрасываниях составит  $\frac{2}{4}$ , ни одного раза  $\frac{1}{4}$  и 2 раза  $\frac{1}{4}$ .

\* При подбрасывании монеты 3 раза имеется всего 8 возможностей: 1) орел, орел, орел; 2) орел, орел, решетка; 3) орел, решетка, орел; 4) орел, решетка, решетка; 5) решетка, орел, орел; 6) решетка, орел, решетка; 7) решетка, решетка, орел; 8) решетка, решетка, решетка. Ряд распределения случаев появления орла представляется здесь в следующем виде:

Число появлений орла . . . . .	0	1	2	3	Итого.
» случаев . . . . .	1	3	3	1	8

и для соответствующих вероятностей:

Число появлений орла . . .	0	1	2	3	Итого.
Вероятность появления орла					
указанное число раз . . .	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$	1

\* При подбрасывании монеты 4 раза получаются такие ряды:

Число появлений орла . . .	0	1	2	3	4	Итого.
» случаев . . . . .	1	4	6	4	1	16

и для вероятностей:

Число появлений орла . . .	0	1	2	3	4	Итого.
Вероятность появления орла						
указанное число раз . . . . .	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{6}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{1}{16}$	1

\* Число различных комбинаций при данном числе испытаний, подобных подбрасыванию монеты, можно получить из так называемого арифметического треугольника:

Число испы- таний ( <i>n</i> )											Сумма	
										1	1	
1					1	1					2	
2				1	2	1					4	
3			1	3	3	1					8	
4			1	4	6	4	1				16	
5		1	5	10	10	5	1				32	
6		1	6	15	20	15	6	1			64	
7		1	7	21	35	35	21	7	1		128	
8		1	8	28	56	70	56	28	8	1	256	
9		1	9	36	84	126	126	84	36	9	512	
10		1	10	45	120	210	252	210	120	45	10	1024

и т. д.

\* Каждое число данного ряда получается путем сложения 2 находящихся над ним справа и слева чисел: так 6 в четвертом ряду равняется  $3+3$ ; 10 в пятом ряду равняется  $4+6$ ; 1 в каждом ряду равняется  $1+0$ . Чтобы образовать, напр., следующий ряд приведенного треугольника, нужно начать с 1 и затем складывать по порядку по 2 числа предыдущего ряда; следующий ряд будет таким образом  $1, 1+10, 10+45, 45+120, 120+210, 210+252, 252+210, 210+120, 120+45, 45+10, 10+1, 1+0$  или 1, 11, 55, 165, 330, 462, 462, 330, 165, 55, 11, 1.

\* Числа каждого ряда равняются коэффициентам членов разложения бинома Ньютона  $(p+q)^n$ . Так, бином 5 степени ( $n=5$ ) составляет:

$$1 p^5 + 5 p^4 q + 10 p^3 q^2 + 10 p^2 q^3 + 5 p q^4 + 1 q^5$$

и коэффициенты равняются числам ряда в приведенном треугольнике с показанным числом испытаний  $= 5$ .

\* Если  $p=q=1$ , то числа каждого ряда равняются, очевидно, членам разложения бинома:

$$\begin{array}{lll} n=1 & (1+1)^1=1+1 & = 2 \\ n=2 & (1+1)^2=1+2+1 & = 4 \\ n=3 & (1+1)^3=1+3+3+1 & = 8 \\ n=4 & (1+1)^4=1+4+6+4+1 & = 16 \\ n=5 & (1+1)^5=1+5+10+10+5+1=32 & \text{и т. д.} \end{array}$$

\* Если обратиться к примеру с подбрасыванием монеты, где дело идет о двух противоположных, равновероятных и независимых событиях (выпадение и ли орла и ли решетки), то из изложенного видно, что при повторении испытаний (многократном подбрасывании монеты или подбрасывании

нескольких монет) числа случаев каждой возможной комбинации равны здесь членам разложения бинома Ньютона  $(p+q)^n$  при  $p=q=1$ . Вероятность каждой комбинации из 2 противоположных равновероятных, независимых событий при повторении испытаний  $n$  раз равна соответствующему члену разложения бинома Ньютона степени  $n$  при  $p=q=\frac{1}{2}$ , где  $p$  вероятность одного, а  $q$  вероятность другого противоположного события. При двукратном подбрасывании монеты, вероятность появления орла 0 раз составляет  $\frac{1}{4}$ , вероятность появления 1 раз  $=\frac{2}{4}$  и вероятность появления 2 раза  $=\frac{1}{4}$ , что соответствует

$$\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\right)^2 = \frac{1}{4} + \frac{2}{4} + \frac{1}{4} = 1$$

\* При подбрасывании монеты 3 раза вероятность появления орла 0 раз составляет  $\frac{1}{8}$ , 1 раз  $\frac{3}{8}$ , 2 раза  $\frac{3}{8}$  и 3 раза  $\frac{1}{8}$ , что соответствует

$$\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\right)^3 = \frac{1}{8} + \frac{3}{8} + \frac{3}{8} + \frac{1}{8} = 1$$

и т. д.

Если производить опыт с подбрасыванием монеты или аналогичные опыты большое число раз, то получающееся эмпирическое распределение близко подходит к теоретическому, получаемому при разложении бинома данной степени. В произведенном недавно опыте, при котором 10 монет подбрасывалось одновременно 1.250 раз и каждый

раз записывалось число выпавших орлов, получили такие результаты:

Число орлов при одном подбрасывании	Число случаев	Теоретическое число случаев	Члены разложения бинома $(1 + 1)^{10}$
0	1	1	1
1	15	12	10
2	62	55	45
3	156	147	120
4	265	257	210
5	288	306	252
6	266	257	210
7	128	147	120
8	55	55	45
9	13	12	10
10	1	1	1
Итого . . . . .	1250	1250	1024

Теоретические числа составляют члены разложения бинома  $(1 + 1)^{10}$  или  $1024 \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \right)^{10}$ ,

при чем общая сумма членов разложения бинома, равная 1.024, принята равной 1.250, и соответственно перечислены отдельные члены разложения.

\* Во всех приведенных примерах, где дело идет о двух противоположных равновероятных событиях, получается вполне симметрическое распределение частот и вероятностей. Если увеличивать число испытаний, доводя его до очень больших чисел, теоретически до бесконечно большого числа, т. е. при биноме  $\left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \right)^{\infty}$ , то получается

нормальное распределение, или при графическом изображении т. наз. нормальная кривая (кривая вероятностей, кривая ошибок), о которой говорилось выше (стр. 63).

Подобно тому, как симметрическое распределение приближенно может быть выражено биномом  $(p+q)^n$  при  $p=q=\frac{1}{2}$ , так асимметрическое во многих случаях может быть приближенно выражено таким же биномом при  $p \neq q$ , если при этом  $n$  не слишком велико.

Симметрическое распределение во многих случаях довольно хорошо соответствует эмпирическому распределению, особенно при антропометрических исследованиях (распределение по росту, окружности груди и т. п.). Полученные результаты измерений здесь в общем следуют тем же законам, как и ошибки измерения. Многие ряды распределения в демографической статистике, однако, отличаются более или менее выраженной асимметрией.

\* Средние величины. Средние величины имеют первостепенное значение в статистическом методе, и статистику нередко называют наукой о средних. Средние величины дают возможность охарактеризовать одной цифрой ряд числовых наблюдений и измерений, представляя совокупность многочисленных данных в виде единого выражения. Главными видами средних являются средняя арифметическая, средняя геометрическая, медиана и мода. Из них наиболее частое применение находит средняя арифметическая; однако, для скольнибудь подробной характеристики рядов распределения следует определять наряду со средней арифметической и другие средние, в частности медиану и моду.

\* Средняя арифметическая. Средняя арифметическая представляет сумму величин, деленную на число величин. Арифметическая средняя чисел 5, 9, 10, 12, 14 составляет

$$\frac{5 + 9 + 10 + 12 + 14}{5} = \frac{50}{5} = 10$$

\* В общей форме

$$M = \frac{X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n}{N} = \frac{\sum X}{N},$$

где  $X_1, X_2, \dots, X_n$  отдельные величины,  $N$  число величин,  $\sum$  знак суммирования и  $M$  средняя арифметическая. Так как  $\frac{\sum X}{N} = M$ , то если известна сумма величин  $\sum X$  и число величин  $N$ , для получения арифметической средней нет надобности в отдельных величинах ряда. Равным образом, если известна средняя  $M$  и число величин  $N$ , то тем самым известна сумма величин, так как  $\sum X = MN$ .

\* В приведенном примере отдельные величины являются как бы результатом однократного измерения, т. е. все частоты, относящиеся к отдельным вариантам, равны единице. Средняя в таких случаях и вообще в случаях, где частоты, относящиеся к отдельным вариантам, равны между собой, носить название простой средней арифметической, в отличие от так называемой взвешенной средней, которую нужно определять в случаях, когда вес, т. е. число наблюдений или измерений или частот, относящихся к отдельным вариантам, различен. Если, например, мы измерили 10 предметов, и все они оказались длиной в 1 см., и 20 предметов, которые все оказались длиной в 7 см., то средняя длина 30 измеренных предметов

не будет равна  $(1 + 7) : 2$ , т. е. 4 см., но будет равна  $150 : 30 = 5$  см., именно

$$\begin{array}{r} 1 \times 10 = 10 \\ 7 \times 20 = 140 \\ \hline 30 \quad 150 \end{array}$$

\* Равным образом, если один рабочий заработал за неделю 30 руб., три рабочих по 20 руб. и 100 рабочих по 10 руб., то средний недельный заработок всех 104 рабочих будет не  $(30 + 20 + 10) : 3$ , т. е. 20 рублей, но

$$\frac{(30 \times 1) + (20 \times 3) + (10 \times 100)}{104} = \frac{1090}{104} = 10,5 \text{ руб.}$$

\* Взвешенная средняя равняется, таким образом, сумме произведений варианты на соответствующие частоты, деленной на общее количество частот. В приведенных примерах тот же самый результат мы получили бы, очевидно, при суммировании отдельных измерений в первом случае и при суммировании заработков каждого рабочего во втором случае, и при делении полученных сумм на общее количество измеренных предметов или на общее число всех рабочих, т. е. путем обычного вычисления простой средней. Вообще же простая средняя представляет ту же взвешенную среднюю, когда веса равны единице или равны между собой.

\* Очевидно, если мы определяем среднюю из средних же или из относительных величин, то в случае, когда числа наблюдений, на основании которых выведены отдельные средние или относительные величины, различны, следует определять взвешенную, а не простую среднюю. Так, если мы возьмем приведенный выше пример простой средней  $(5 + 9 + 10 + 12 + 14) : 5 = 10$  и возьмем какую-либо другую среднюю, напр.,  $(20 + 28) : 2 = 24$ , то



средняя из этих двух средних (10 и 24) будет не  $(10 + 24):2 = 17$ , но

$$\frac{(10 \times 5) + (24 \times 2)}{7} = \frac{98}{7} = 14$$

Ту же среднюю мы получим, понято, и суммируя основные числа:

$$\frac{5 + 9 + 10 + 12 + 14 + 20 + 28}{7} = \frac{98}{7} = 14$$

\* Если в местности А с населением в 1.000 человек умерло 20, т. е. 20 на 1.000, а в местности Б с населением в 10.000 умерло 400, т. е. 40 на 1.000, то средняя смертность в обеих местностях составит не  $(20 + 40):2 = 30$  на 1.000, но

$$\frac{(20 \times 1.000) + (40 \times 10.000)}{11.000} = 38,2.$$

Или, вычисляя по абсолютным числам,

$$\frac{420}{11.000} \times 1.000 = 38,2.$$

\* Правило, по которому простых средних нельзя выводить из относительных чисел, имеет практическое значение в случаях, когда массы, из которых получены относительные числа, существенно различны по величине, как в только-что приведенном примере. Если же массы эти не слишком различны, то для экономии времени можно брать простую среднюю и из относительных чисел, так как различия в средних из относительных и абсолютных чисел в этом случае получаются незначительные.

\* Взвешенные средние могут различаться между собой не только в связи с различной величиной

измеренных предметов или явлений, т. е. по существу, но и в связи с различными весами, т. е. различным количеством предметов или явлений данной величины. В одном городе, например, имеется 100 рабочих текстильщиков с поденной заработной платой в 1 рубль и 200 рабочих металлистов с поденной заработной платой в 2 рубля. Средняя поденная заработная плата в этом городе для обеих групп рабочих составляет

$$\frac{(1 \times 100) + (2 \times 200)}{300} = 1 \text{ р. } 66 \text{ коп.}$$

\* В другом городе имеется 200 текстильщиков и 100 металлистов, при чем их заработная плата совершенно такая же, что и в первом городе, т. е. 1 рубль в день у текстильщиков и 2 рубля в день у металлистов. Между тем средняя заработная плата в этом втором городе составляет

$$\frac{(1 \times 200) + (2 \times 100)}{300} = 1 \text{ р. } 33 \text{ коп.,}$$

т. е. значительно ниже, чем в первом городе. Для бухгалтерских расчетов это вполне правильно и соответствует действительности, но по существу изучаемых явлений, напр., при изучении сравнительного экономического положения рабочих в обоих городах, мы впали бы в грубую ошибку, если, основываясь на приведенных средних величинах, стали бы говорить о худшем экономическом положении рабочих во втором городе, сравнительно с первым. Заработная плата и, следовательно, экономическое положение рабочих в обоих городах одинаковы, различия же в средних величинах зависят от различия весов, т. е. различного количества рабочих с данной заработной

платой. В подобных, весьма многочисленных на практике случаях приходится для изучения явления по существу приводить сравниваемые средние к одинаковому весу. На этом, в частности, основано построение различных стандартизованных коэффициентов.

\* Основным свойством арифметической средней, является, что алгебраическая сумма отклонений отдельных величин от их арифметической средней равняется нулю.

\* Отклонением величины от средней называется разность между величиной и арифметической средней. Средняя арифметическая чисел 5, 9, 10, 12, 14 равняется 10, и отклонения отдельных чисел от средней составляют  $5 - 10 = -5$ ;  $9 - 10 = -1$ ;  $10 - 10 = 0$ ;  $12 - 10 = 2$ ;  $14 - 10 = 4$ ; сумма отклонений  $-5 + (-1) + 0 + 2 + 4 = 0$ .

\* Когда дело идет о взвешенной средней, то отклонения необходимо предварительно перемножить на соответствующие числа наблюдений (частоты). Если мы имеем 5 предметов длиной каждый в 8 см и 10 предметов длиной каждый в 26 см, то средняя длина всех 15 предметов составляет

$$\frac{(5 \times 8) + (10 \times 26)}{15} = \frac{300}{15} = 20 \text{ см.}$$

\* Отклонения от средней составляют  $(8 - 20)5$  и  $(26 - 20)10$ ; сумма отклонений  $= (-12 \times 5) + (6 \times 10) = -60 + 60 = 0$ .

\* В общей форме, обозначая отклонения латинской буквой  $d$  (от английского слова deviation, т. е. отклонение), величины ряда буквой  $X$  и среднюю буквой  $M$ , имеем отдельные отклонения

$$d_1 = X_1 - M, d_2 = X_2 - M \dots d_N = X_N - M$$

\* Суммируя эти отклонения, получаем

$$d_1 = X_1 - M$$

$$d_2 = X_2 - M$$

$$d_3 = X_3 - M$$

$$\dots$$

$$\dots$$

$$\dots$$

$$d_N = X_N - M$$

$$\Sigma d = \Sigma X - NM,$$

а так как  $\Sigma X = NM$ , то

$$\Sigma d = NM - NM = 0$$

\* Из указанного свойства арифметической средней следует, что средняя из отклонений чисел ряда от какого-либо произвольного взятого числа, сложенная с этим произвольным числом, дает среднюю арифметическую чисел ряда.

\* Обозначая произвольное число через  $X'$ , требуется доказать, что

$$M = X' + \frac{\Sigma (X - X')}{N}$$

$$\text{Имеем } X' + \frac{\Sigma (X - X')}{N} = X' + \frac{\Sigma X}{N} - \frac{NX'}{N} =$$

$$= X' + \frac{\Sigma X}{N} - X'$$

$$= \frac{\Sigma X}{N} = M$$

\* В связи с этим представляется возможным сокращенное вычисление средней, пользуясь отклонениями величин ряда от какого-либо числа. Так,

например, мы имеем следующие числа умерших от брюшного тифа в Ленинграде в 1918—1926 гг.

1918 г. . . . .	373
1919 „ . . . . .	255
1920 „ . . . . .	258
1921 „ . . . . .	308
1922 „ . . . . .	172
1923 „ . . . . .	103
1924 „ . . . . .	173
1925 „ . . . . .	256
1926 „ . . . . .	244
<hr/>	
Итого . . . . .	2.142

\* Среднее ежегодное число умерших от брюшного тифа, вычисленное обычным способом, составляет  $2.142 : 9 = 238$ .

\* Если взять для вычисления отклонения величин от какого-либо числа и принять таким числом, например, последнее число ряда (244), то ход вычислений представляется в следующем виде:

$X$	$dX'$
	Отклонения от произвольного числа $X' = 244$
373	+ 129
255	+ 11
258	+ 14
308	+ 64
172	- 72
103	- 141
173	- 71
256	+ 12
244	0
	<hr/>
$N = 9$	$\Sigma dx' = -54$

$$\text{Средняя } (M) = X' + \frac{\Sigma dx'}{N} = 244 + \frac{-54}{9} = 238.$$

\* При вычислении средней из простых рядов чисел, подобных приведенному, вычисление по отклонениям, хотя и сокращает вычислительную работу, но в общем незначительно. Значительная экономия времени достигается применением этого способа при вычислении средней из данных, сгруппированных в виде ряда распределения. Для примера в следующих таблицах представлен ход вычисления средней жизненной емкости легких у ленинградских вагоновожатых по несокращенному и по сокращенному способу.

\* Табл. 21. Арифметическая средняя жизненной емкости легких у ленинградских вагоновожатых в куб. см.

Жизн. емкость легких в куб. см.	Середина интервала $X^1$	Число вагоновожатых $f$	$fX^1$
1.500—1.999	1.750	3	5.250
2.000—2.499	2.250	17	38.250
2.500—2.999	2.750	39	107.250
3.000—3.499	3.250	72	234.000
3.500—3.999	3.750	102	382.500
4.000—4.499	4.250	77	327.250
4.500—4.999	4.750	34	161.500
5.000—5.499	5.250	8	42.000
5.500—5.999	5.750	1	5.750
Итого . . . . .	—	$N = 353$	1.303.750

$$\text{Средняя} = \frac{1.303.750}{353} = 3.693,3 \text{ куб. см.}$$

\* При вычислении средней из сгруппированных данных берется, понятно, взвешенная средняя, т. е. необходимо перемножить варианты на соответствующие частоты, сложить полученные произведения и разделить сумму на общее количество частот. Исходя из обычной предпосылки о равномерном распределении вариантов в пределах интервала, представителем значений каждого интервала берется середина интервала, т. е. полу- сумма крайних его значений, которую и умножают на соответствующие частоты.

\* Сокращенный способ вычисления при сгруппированных данных, как и при простых рядах, основан на вышеуказанном свойстве средней арифметической, что она равна любому числу плюс средняя из отклонений чисел ряда от этого произвольно взятого числа. В качестве произвольного числа (условной средней) берут середину какого-либо интервала, при чем выбор здесь совершенно безразличен, но рекомендуется брать интервал, расположенный ближе к середине ряда и с наибольшим количеством частот, благодаря чему в дальнейшем получаются меньшие числа, и облегчается вычислительная работа. Затем определяют отклонения от этого произвольно выбранного интервала, при чем для упрощения вычислений величины интервалов принимаются равными единице; отклонения тогда выражаются числами  $-1$ ,  $-2$ ,  $-3$  и т. д. в направлении меньших вариантов, и положительными числами  $1$ ,  $2$ ,  $3$  и т. д. — в направлении больших вариантов. Эти отклонения перемножают на соответствующие частоты, складывают полученные произведения и сумму делят на общее количество частот. Полученное среднее из отклонений от условно взятого интервала (от условной средней) прибавляют к условной средней, предварительно умножив это

среднее из отклонений на величину интервала, что необходимо в виду того, что отклонения брались в целых интервалах, принятых за единицу.

\* Табл. 22. Арифметическая средняя жизненной емкости легких у ленинградских вагоновожатых в куб. см.

Сокращенный способ вычисления.

Средина интервала $X'$	Частоты $f$	Отклонения от условной средн. в единицах интервалов $d'_x$	$fd'_x$
1.750	3	— 4	— 12
2.250	17	— 3	— 51
2.750	39	— 2	— 78
3.250	72	— 1	— 72
3.750	102	0	0
4.250	77	+ 1	+ 77
4.750	34	+ 2	+ 68
5.250	8	+ 3	+ 24
5.750	1	+ 4	+ 4
Итого . . . .	$N = 353$	—	— 40

\* За условную среднюю здесь принята середина интервала 3.500—3.999 куб. см, составляющая 3.750. Среднее из отклонений от этого произвольного интервала, выраженных в условных единицах, равняется  $40:353 = -0,1133$ . Прибавляя к условной средней эту последнюю величину, умноженную на величину интервала, составляющую в данном случае 500 куб. см, получаем среднюю



арифметическую жизненной емкости легких равной

$$M = 3.750 + (-0,1133) 500 = 3.750 - 56,65 = 3.693,35 \text{ куб. см.}$$

\* Величина  $-0,1133$  носит название первого момента<sup>1</sup> и обыкновенно обозначается греческой буквой  $\mu_1$ . Средняя арифметическая, таким образом, равняется условной средней  $+1$ -й момент, умноженный на величину интервала.

\* Медиана. Медиана представляет величину той варианты, которая находится посередине ряда и делит его на две равных части. Если мы, например, измерим рост семи красноармейцев и выстроим их в порядке роста, начиная с наиболее низкого и кончая наиболее высоким, то величина роста красноармейца, находящегося посередине ряда, будет медианой роста или срединным ростом измеренных семи красноармейцев; в данном случае медианой будет рост четвертого по порядку красноармейца. Предположим, что мы измерили длину каких-либо 9 предметов и нашли, что длина их составляет в см: 7, 14, 11, 2, 17, 1, 22, 13, 9. Располагая эти числа в порядке их величины, имеем:

1 2 7 9 11 13 14 17 22.

\* Медиана здесь равняется 11, т. е. числу находящемуся по середине ряда; 4 числа в данном ряду меньше медианы и 4 больше. Средняя арифметическая в данном случае  $= 10,7$ .

\* Во взятом примере число случаев (вариант) было нечетное. Если ряд состоит из четного количества случаев, то медиана определяется как среднеарифметическая из 2 смежных вариант,

<sup>1</sup> Выражение, заимствованное из теоретической механики.

расположенных посередине ряда. Мы имеем, например, такой ряд измерений, расположенных в порядке их величины:

3 4 7 8 10 11 17 22 29 37

\* Два числа, находящихся посередине = 10 и 11. Медиана равняется 10,5.

\* При сгруппированных данных медиана определяется, исходя из обычной предпосылки равномерного распределения вариантов в пределах интервала. Способ вычисления виден на примере, для которого взяты приведенные выше данные о распределении ленинградских вагоновожатых по жизненной емкости легких.

\* Табл. 23. Распределение ленинградских вагоновожатых по жизненной емкости легких.

(Определенные медианы).

Жизненная емкость легких в куб. см.	Число вагоновожатых
1.500—1.999	3
2.500—2.499	17
2.000—2.999	39
3.000—3.499	72
3.500—3.999	102
4.000—4.499	77
4.500—4.999	34
5.000—5.499	8
5.500—5.999	1
Итого . . . . .	353

\* Число всех случаев 353, и половина этого числа— 176,5. Нам нужно, таким образом, приблизительно определить величину жизненной емкости легких у 176-го или 177-го по порядку вагоновожатого из 353 вагоновожатых, расположенных по величине жизненной емкости легких. Для этого складываем, начиная с края ряда, частоты следующих друг за другом интервалов, пока не получим такой суммы, которая с прибавлением частоты следующего интервала окажется больше половины общего количества частот, т. е. 176,5. Сумма эта составляет в нашем примере  $3 + 17 + 39 + 72 = 131$ , так как с прибавлением следующей частоты (102) она равняется 253 и будет больше 176,5. Медиана должна, очевидно, находиться в следующем интервале 3.500 — 3.999 куб. см, выше и ниже которого число частот меньше половины общего их количества. Пропорциональная часть интервала, которую надо прибавить к началу интервала (3.500), соответствует отношению разности  $176,5 - 131 = 45,5$  к общему количеству частот в этом интервале, которое равняется 102. Нам нужно, таким образом, просто умножить величину интервала, которая составляет 500 куб. см, на  $45,5:102$ . Медиана ( $Me$ ) в данном случае составит

$$Me = 3.500 + \left( \frac{45,5}{102} \times 500 \right) = 3.500 + \frac{22.750}{102} = \\ = 3.723,04 \text{ куб. см.}$$

\* При вполне симметричном распределении медиана и средняя арифметическая совпадают; во взятом же примере средняя (см. выше, стр. 117) составляет 3693,35 и меньше медианы, что указывает на неполную симметричность кривой распределения. Средняя находится левее медианы, что говорит за так называемую отрицательную

асимметрию или скошенность кривой влево, в сторону меньших значений жизненной емкости легких.

\*Квартили. Подобно медиане, делящей ряд пополам, квартили делят его на четыре части. Первый или нижний квартиль ( $Q_1$ ) представляет величину той варианты, меньше или ниже которой находится  $\frac{1}{4}$  часть всех частот, второй квартиль, очевидно, совпадает с медианой, и третий или верхний ( $Q_3$ ) квартиль представляет величину, больше или выше которой находится  $\frac{1}{4}$  часть всех частот. Определение квартилей в ряде распределения совершенно аналогично определению медианы. Так, в примере с распределением вагоножатых по жизненной емкости легких (стр. 118) варианта, ниже которой лежит  $353:4 = 88,25$  частот, находится в интервале 3.000—3.499. Сумма частот до нижней границы этого интервала = 59, а количество частот в этом интервале = 72. Следовательно, пропорциональная часть интервала, которую нужно прибавить к нижней границе интервала, в котором лежит искомая варианта, составляет

$$\frac{88,25 - 59}{72} \times 500 = 203,13$$

$$\text{и } Q_1 = 3000 + 203,13 = 3203,13 \text{ куб. см.}$$

Аналогично находим

$$Q_3 = 4000 + \left( \frac{264,75 - 233}{77} \times 500 \right) = 4206,17 \text{ куб. см.}$$

При вполне симметричном распределении оба квартиля должны отстоять от медианы на одну и ту же величину, т. е.

$$Me - Q_1 = Q_3 - Me \quad \text{или} \quad Me = \frac{Q_1 + Q_3}{2}$$

\* Во взятом примере  $Me - Q_1 = 519,91$  и больше чем  $Q_3 - Me = 483,13$ , что указывает на некоторую асимметрию кривой распределения.

\* **М о д а.** Модой или средней наибольшей частоты называется наиболее часто встречающаяся величина ряда («модная» величина). В ряде, где все частоты равны единице или равны между собой, мода не может быть определена. В сгруппированном ряде модой является та варианта, на которую приходится наибольшее количество частот, и соответственно при графическом изображении ряда распределения мода представляет абсциссу наибольшей ординаты. В примере с распределением вагоновожатых по жизненной емкости легких (стр. 118) мода, как это сразу видно, лежит в интервале 3.500—3.999 куб. см., на который приходится максимальное количество частот (102); для первого грубого приближения можно принять, что величина моды соответствует середине интервала, т. е. что она в данном случае равна 3.750 куб. см. В данном примере имеется один вполне определенный максимум частот посередине ряда, что при графическом изображении соответствует одной максимальной ординате или одной вершине (одновершинная кривая). Нередко, однако, в ряде распределения имеется как бы несколько мод или несколько вершин при графическом изображении, при чем большие числа частот ряда и большие ординаты кривой при графическом изображении чередуются с малыми числами и малыми ординатами. Такие ряды и кривые распределения носят общее название мультимодальных или многовершинных, а при наличии двух мод или двух вершин—название бимодальных или двухвершинных. Часто такая многовершинность является лишь кажущейся, завися от малых чисел наблюдений!

при слишком большом количестве взятых интервалов, или же от недостаточной точности наблюдений, например, от упомянутого выше сгущивания на круглых числах (стр. 53). В таких случаях при перегруппировке и укрупнении интервалов в результате обыкновенно выявляется наличие одной моды или одной вершины. Перегруппировки и укрупнения интервалов в целях определения моды целесообразно производить по следующей схеме, где  $f$  обозначает частоты (от английского слова frequency).

№ интервала

1	$f_1$	}	$f_1+f_2$	}	$f_2+f_3$	}	$f_1+f_2+f_3$	}	$f_2+f_3+f_4$	}	$f_3+f_4+f_5$	и т. д.
2	$f_2$											
3	$f_3$	}	$f_3+f_4$	}	$f_4+f_5$	}	$f_4+f_5+f_6$	}	$f_5+f_6+f_7$	}	$f_6+f_7+f_8$	
4	$f_4$											
5	$f_5$	}	$f_5+f_6$	}	$f_6+f_7$	}	$f_7+f_8+f_9$	}	$f_8+f_9+f_{10}$	}		
6	$f_6$											
7	$f_7$	}	$f_7+f_8$	}	$f_8+f_9$	}	$f_9+f_{10}$	}				
8	$f_8$											
9	$f_9$	}	$f_9+f_{10}$	}								
10	$f_{10}$											

\* Нередко, однако, наличие двух и более мод в распределении соответствует действительным отношениям и характеру данного распределения; в этих случаях, обыкновенно, перегруппировки не устраняют наличия двух или нескольких мод. В следующей таблице представлен пример такого двухвершинного или бимодального ряда, относящегося к распределению 506 уездов Европейской России по высоте детской смертности.

\* Таблица 24. Распределение уездов Европейской России по высоте детской смертности (1905—1909 гг.).

№ группы	Число умерших 0—1 года на 1000 родившихся	Число уездов												
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI		
1	100—109	1												
2	110—119	1	2		8									
3	120—129	6		7		12		13						28
4	130—139	5	11				26			27				
5	140—149	15		20		37					43			
6	150—159	17	32			49						54		
7	160—169	17		34			64		79					
8	170—179	30	47		84					101				129
9	180—189	37		67		95					112			
10	190—199	28	65				84					114		
11	200—209	19		47		63		100						
12	210—219	16	35			49			77					
13	220—229	14		30			42			61				81
14	230—239	12	26		46							62		
15	240—249	20		32		72		86						
16	250—259	40	60		66		86		98					

\* Таблица № 24. (Продолжение).

№ группы	Число умерших 0—1 года на 1000 годившихся	Число уездов										
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI
17	260—269	26			93					113		
18	270—279	27	53			92					132	152
19	280—289	39		66			86					
20	290—299	20	59		82				109			
21	300—309	23		43		67				106		
22	310—319	24	47				68				88	
23	320—329	21		45				83				93
24	330—339	15	36						70			
25	340—349	10		25		46		32		53		
26	350—359	7	17								37	
27	360—369	5		12		22						
28	370—379	4	9			16			26			
29	380—389			4				9		16		19
30	390—399	3			7						12	
31	400—409		3									7
32	410—419	2		3		3						
33	420—429	1			3						4	
34	430—439	1	2			4						



\* При всех перегруппировках здесь обнаруживается наличие двух мод. Укрупнение интервалов и перегруппировки можно, конечно, производить лишь до известного предела, образуя в конечном итоге не менее 5—6 групп.

\* Многовершинность распределения обуславливается, обыкновенно, разнородностью материала и смешением в одной массе различных типов явления с сильно различающейся средней арифметической изучаемого признака. Разнородность эта по отношению к живым существам может стоять в связи с биологическими и биолого-наследственными факторами (смешение различных рас, видов и т. п.) или же факторами социального и санитарного порядка, в смысле существенно разнородных условий внешней среды, воздействующих и обуславливающих данное явление.

\* В подобных случаях представляется возможным разложить многовершинную кривую на входящие в ее состав одновершинные кривые, руководясь, понятно, сущностью и анализом изучаемых явлений. Во взятом примере со смертностью грудных детей в России известно, например, что детская смертность в отдельных уездах резко различна, при чем в общем детская смертность в связи с рядом социально-бытовых условий (неправильное вскармливание и пр.) наиболее высока среди великорусского населения. Действительно, если разделить все 506 уездов на 291 уезд с великорусским населением или же с значительным преобладанием великорусского населения и на 215 уездов с невеликорусским населением, и построить два отдельных ряда распределения, то получаются одновершинные ряды, имеющие каждый одну моду. Для разложения взята группировка по 17 интервалам (группировка II в выше приведенной таблице 24).

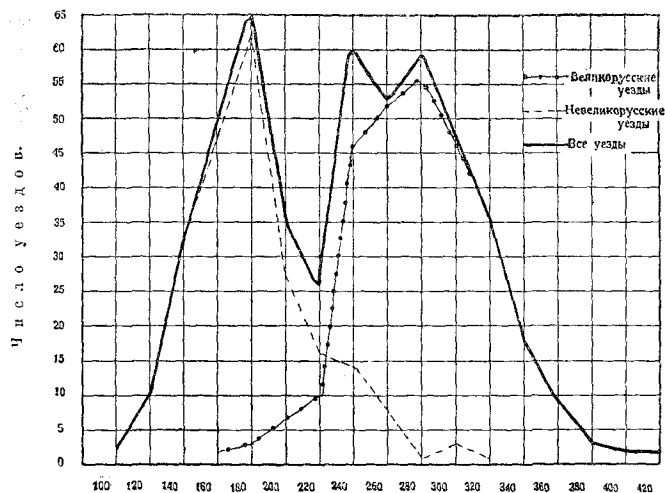
\* Таблица 25. Распределение уездов Европейской России по высоте детской смертности (1905 - 1909 гг.).

(Разложение двухвершинного ряда на два одновершинных).

Число умерших в возрасте до 1 года на 1000 родившихся	Число уездов		
	Всего	В том числе	
		С преобладанием великорусского населения	С преобладанием невеликорусского населения
100—119 . . . . .	2	—	2
120—139 . . . . .	11	—	11
140—159 . . . . .	32	—	32
160—179 . . . . .	47	2	45
180—199 . . . . .	65	3	62
200—219 . . . . .	35	7	28
220—239 . . . . .	26	10	16
240—259 . . . . .	60	46	14
260—279 . . . . .	53	52	1
280—299 . . . . .	59	56	3
300—319 . . . . .	47	46	1
320—339 . . . . .	36	36	—
340—359 . . . . .	17	17	—
360—379 . . . . .	9	9	—
380—399 . . . . .	3	3	—
400—419 . . . . .	2	2	—
420—439 . . . . .	2	2	—
<b>Итого . . . . .</b>	<b>506</b>	<b>291</b>	<b>215</b>

\* Мода для великорусских уездов приходится на интервал 280—299 и для невеликорусских на интервал 180—199. Средняя арифметическая детской смертности составляет для великорусских уездов 291,8 умерших детей на 1.000 родившихся и для невеликорусских уездов—187,5.

\* Данные таблицы 25 представлены графически на чертеже 4.



Число умерших в возрасте 0—1 года на 1.000 родившихся.

Черт. 4. Распределение уездов Европейской России по высоте детской смертности 1905—1909 гг.

Разложение двухвершинной кривой на две одновершинные.

\* В качестве другого примера двухвершинного распределения приводим таблицу веса сердца 53 трупов людей, скоропостижно скончавшихся<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Пример взят у А. Niceforo. La méthode statistique Paris. 1925.

Распределение трупов по весу сердца без разделения на мужские и женские, обнаруживает две моды, чего не наблюдается при разделении. Неплавность рядов зависит от малых чисел наблюдений.

\* Табл. 26. Вес сердца скоропостижно умерших.

Вес в граммах	200—250	250—300	300—350	350—400	400—450	450—500	500—550	550—600	600—650
Число трупов . . . . .	4	6	11	7	12	6	3	—	4
в том числе: . . . . .									
мужских . . . . .	—	4	4	6	8	4	3	—	3
женских . . . . .	4	2	7	1	4	2	—	—	1

\* Грубо приближенное определение моды сводится к нахождению интервала, на который приходится наибольшее количество частот, при чем модой условно принимается середина интервала.

\* Несколько более точно мода определяется считаясь с числами частот в смежных интервалах. Если обозначить через  $l$  нижнюю границу интервала, в котором находится мода, через  $f_1$  частоту предыдущего интервала, через  $f_2$  частоту следующего интервала и *инт.* величину интервалов, то мода определяется по следующей формуле:

$$\text{Мода} = l + \frac{f_2 \cdot \text{инт.}}{f_2 + f_1}$$

На примере с емкостью легких у вагоновожатых (стр. 118) имеем

$$\text{Мода} = 3500 + \frac{77 \times 500}{77 + 72} = 3500 + 258,4 = 3758,4 \text{ куб. см.}$$

\* Более точно моду можно определить, исходя из соотношений между величинами медианы, моды и

средней арифметической. При симметрическом распределении все эти три величины совпадают; в умеренно же асимметрических рядах медиана находится между средней арифметической и модой на расстоянии вдвое большем от моды, чем от средней, или разность между средней и модой втрое больше разности между средней и медианой. Следовательно, обозначая моду через  $M_o$ , медиану  $M_e$  и среднюю  $M$ , имеем

$$\begin{aligned} M - M_o &= 3 (M - M_e) \\ \text{или } M_o &= M - 3 (M - M_e) \\ \text{или } M_o &= 3 M_e - 2 M \end{aligned}$$

\* В примере с емкостью легких у вагоновожатых (стр. 119).

$$M = 3.693,35 \text{ и } M_e = 3.723,04.$$

$$\text{Мода} = (3 \times 3.723,04) - (2 \times 3.693,35) = 3.782,42 \text{ куб. см.}$$

\* Достоинства и недостатки отдельных видов средних величин. Арифметическую среднюю легко вычислить, она точно определима, смысл ее ясен и прост, и на величину ее влияют все члены ряда, в том числе и крайние. Это влияние крайних величин представляет недостаток арифметической средней. Недостатком ее является и то, что она не всегда представляет реальную возможную величину, — например, среднее число лиц на одну семью составляет  $4\frac{1}{2}$  и т. п. Медиана не зависит от крайних членов ряда и сравнительно легко определяется. Она особенно полезна в случаях не поддающихся точному числовому выражению, например, при определении средних успехов и способностей учащихся; дать точное числовое выражение успехам и способностям невозможно, но

можно распределить учащихся в порядке их успехов и способностей и определить медиану. Смысл медианы усваивается, однако, труднее, чем средней. Мода также не зависит от крайних величин ряда и является обобщающим типом, хорошо характеризующим группу. Однако, точное определение моды во многих случаях очень затруднительно; вместе с тем смысл моды усваивается труднее, чем смысл средней арифметической.

\* Средняя геометрическая. Геометрическая средняя представляет корень степени количества величин из произведения величин. Геометрическая средняя 4 и 9  $= \sqrt{4 \times 9} = 6$ ; геометрическая средняя 2, 4 и 8  $= \sqrt[3]{2 \times 4 \times 8} = 4$ ; геометрическая средняя 2, 4, 8, 16 и 32  $= \sqrt[5]{2 \times 4 \times 8 \times 16 \times 32} = 8$ . В общей форме геометрическая средняя чисел  $X_1, X_2, X_3 \dots X_n = \sqrt[n]{X_1 \times X_2 \times \dots \times X_n}$  и  $\log$  геометрической средней

$$\frac{\log X_1 + \log X_2 + \log X_3 + \dots + \log X_n}{n}$$

т. е. логарифм геометрической средней ряда чисел равняется арифметической средней их логарифмов. Соответственно этому вычисление геометрической средней обычно производится при помощи логарифмов; при большом количестве чисел и больших числах это является правилом.

\* Сравнительно с арифметической средней на геометрической средней меньше отражается влияние различия чисел, из которых выводится средняя; при ее вычислении усиливается значение малых

чисел и уменьшается значение больших чисел. Так, арифметическая средняя 4 и 20 = 12, и геометрическая средняя = 8,95; арифметическая средняя 2 и 100 = 51, и геометрическая средняя 14,1.

\* Геометрическая средняя находит применение особенно там, где числа изменяются в геометрической прогрессии, а также, где дело идет о числовых отношениях. Так, например, среднее население между двумя переписями правильнее определять как среднюю геометрическую чисел населения по обоим переписям, а не как среднюю арифметическую. Если население по переписи 1910 г. было 100.000 и по переписи 1920 г. 144.000, то население в 1915 г., при предположении неизменяющегося процента прироста за время между переписями правильнее определяется не как

$$(100.000 + 144.000) : 2 = 122.000, \text{ но } = \\ = \sqrt{100.000 \times 144.000} = 120.000$$

\* Если, например, население в 1890 г. было 100.000 к 1900 году увеличилось на 12,5%, к 1910 г. увеличилось, сравнительно с 1900 г., на 50% и к 1920 г. увеличилось, сравнительно с 1910 г., на 100%, то средний процент прироста за каждое десятилетие будет не  $(12,5 + 50 + 100) : 3 = 54,2$ , но  $\sqrt[3]{1,125 \times 1,50 \times 2,00} = 0,5 = 50\%$ . Действительно, мы имеем следующие числа населения в соответствии с указанными процентными величинами прироста:

Годы	Количество населения
1890 . . . .	100.000
1900 . . . .	112.500
1910 . . . .	168.750
1920 . . . .	337.500

$$100.000 (1,125 \times 1,50 \times 2,00) = 337.500$$

\* Обозначая средний прирост за каждое 10-летие через  $X$ , имеем

$$100.000 [(1+x) \times (1+x) \times (1+x)] = 337.500$$

$$100.000 (1+x)^3 = 337.500$$

$$\text{но } (1+x)^3 = 1,125 \times 1,50 \times 2,00$$

$$1+x = \sqrt[3]{1,125 \times 1,50 \times 2,00}$$

$$1+x = \sqrt[3]{3,375}$$

$$1+x = 1,50$$

$$x = 0,50$$

\* Меры изменчивости. Арифметическая средняя нескольких рядов или групп чисел может быть одинаковой, но степень изменчивости чисел в отдельных рядах может быть существенно различной.

Например имеем:

	6	1
	6	1
	7	2
	7	3
	9	28
Сумма . . .	35	35
Средняя . . .	7	7

\* Средние обоих рядов равны, но их изменчивость, их рассеяние около средней резко различны. Соответственно различно в обоих случаях и значение средней, как единого выражения для ряда величин. Поэтому всегда необходимо, на ряду со средней, определять и степень рассеяния чисел около средней. Определение изменчивости явления представляет существенное значение и само по себе для характеристики самого явления. Главными мерами степени рассеяния величин около



их средней арифметической, или мерами изменчивости явления, являются среднее отклонение и среднее квадратическое отклонение.

\*Среднее отклонение. Предположим, что мы имеем пять чисел: 2, 4, 5, 6, 8. Средняя арифметическая этих чисел  $= 5$ . Отклонения отдельных чисел ряда от этой средней составляют  $-3, -1, 0, +1, +3$ . Сумма этих отклонений, не принимая во внимание знака плюса (+) и минуса (-), составляет  $3 + 1 + 0 + 1 + 3 = 8$ . Средняя арифметическая этой суммы отклонений  $= 8 : 5 = 1,6$ . Эта последняя величина носит название среднего отклонения и представляет одну из мер изменчивости. Средним отклонением, таким образом, называется средняя арифметическая абсолютных значений (независящих от знака) отклонений величин ряда от их средней арифметической. В приведенных выше двух рядах чисел с одинаковой средней, среднее отклонение составляет:

Первый ряд:		Второй ряд:		
Числа	Отклонения от средней	Числа	Отклонения от средней	
6	1	1	6	
6	1	1	6	
7	0	2	5	
7	0	3	4	
9	2	28	21	
Сумма . . .	35	4	35	42
Средняя . . .	7	$\frac{4}{5}$	7	$\frac{42}{5} = 8\frac{2}{5}$

\* Среднее отклонение для первого ряда  $= \frac{4}{5}$  и для второго ряда  $8\frac{2}{5}$ . Здесь мы имеем конкретное числовое определение, что изменчивость

чисел второго ряда во много раз больше изменчивости чисел первого ряда.

\* Когда дело идет о взвешенной средней и о сгруппированных данных, то при вычислении среднего отклонения необходимо прежде чем суммировать отклонения отдельных величин (середин интервалов) от средней перемножить отклонения на соответствующие частоты. Приводим для примера вычисление среднего отклонения для ряда распределения вагоновожатых по жизненной емкости легких.

\* Таблица 27. Распределение ленинградских вагоновожатых по жизненной емкости легких. (Вычисление среднего отклонения).

Жизненная емкость легких в куб. см. Середина интервала	Отклонения от средней = $-3693,35$ ( $d$ )	Число вагоновожатых. Частоты ( $f$ )	Произведение отклонений на частоты ( $fd$ )
1.750	1.943,35	3	5.830,05
2.250	1.443,35	17	24.536,95
2.750	943,35	39	36.790,65
3.250	443,35	72	31.921,20
3.750	56,65	102	5.778,30
4.250	556,65	77	42.862,05
4.750	1.056,65	34	35.926,10
5.250	1.556,65	8	12.453,20
5.750	2.056,65	1	2.056,65
Итого...		$N = 353$	198.155,15

Среднее отклонение равно

$$\frac{\sum fd}{N} = \frac{198.155,15}{353} = 561,35 \text{ куб. см.}$$

\* Среднее квадратическое отклонение. При вычислении среднего отклонения положительные и отрицательные отклонения суммируются все как положительные, не принимая во внимание знака плюс (+) и минус (-). Этот алгебраически неправильный прием избегается при вычислении среднего квадратического отклонения; здесь отдельные отклонения возводятся в квадрат, благодаря чему становятся все положительными; затем определяется средняя возведенных в квадрат отклонений, и из этой средней извлекается квадратный корень. Среднее квадратическое отклонение, обозначаемое обыкновенно греческой буквой  $\sigma$ , представляет таким образом квадратный корень из средней арифметической квадратов отклонений отдельных величин от их средней арифметической:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum d^2}{N}}$$

При взвешенной средней или сгруппированных данных  $\sigma = \sqrt{\frac{\sum fd^2}{N}}$ , где  $d$  отклонения от арифметической средней,  $f$  частоты и  $N$  число наблюдений.

\* Преимуществом среднего квадратического отклонения, как мерила изменчивости, перед средним отклонением, является кроме вышеуказанного и то, что возведением отклонений в квадрат уменьшается влияние малых отклонений и, наоборот, увеличивается влияние больших отклонений; при среднем же отклонении большие и малые отклонения учитываются одинаково, тогда как для оценки изменчивости, они, конечно, неравнозначущи. Два отклонения, например, от средней на 2 учитываются при среднем отклонении

одинаково с одним отклонением на 4; при вычислении же  $\sigma$  отклонение на 4 учитывается, как  $4^2 = 16$ , и два отклонения на 2, как  $2^2 + 2^2 = 8$ . Главные преимущества  $\sigma$  состоят в его математических свойствах, основанных на том, что сумма квадратов отклонений от средней является минимальной величиной и меньше суммы квадратов отклонений от всякой другой величины; самая средняя в теории погрешностей рассматривается как величина, сумма квадратов отклонений которой от всех наблюдавшихся величин имеет наименьшее значение.

\* В нормальной кривой расстояние в обе стороны от средней на одну  $\sigma$  включает 68,26% всей площади кривой, т. е. всех случаев, распределение которых представлено кривой; расстояние в  $2\sigma$  в обе стороны от средней включает 95,46% всей площади и расстояние в  $3\sigma$  включает 99,73%. Соответственно в симметрических и умеренно асимметрических рядах распределения около  $\frac{2}{3}$  всех частот отклоняется от средней в обе стороны на  $1\sigma$ , около 95% на  $2\sigma$  и около 99% на  $3\sigma$ . Амплитуда ряда, т. е. разность между наибольшей и наименьшей величиной варианты, составляет таким образом приблизительно около  $6\sigma$ .

\* Для примера вычисления  $\sigma$  возьмем 5 чисел: 2, 4, 5, 6, 8. (См. таблицу 28).

\* Теоретически, правильнее определять  $\sigma$  по формуле

$\sigma = \sqrt{\frac{\sum d^2}{N-1}}$ , т. е. брать  $N-1$  вместо  $N$ .

Это соответствует обычной формуле, помножен-

ной на  $\sqrt{\frac{N}{N-1}}$ , т. е.

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum d^2}{N}} \times \sqrt{\frac{N}{N-1}}.$$

\* Таблица 28. Вычисление среднего квадратического отклонения.

Ч и с л а	Отклонения от средней	Квадраты отклонений
2	- 3	9
4	- 1	1
5	0	0
6	+ 1	1
8	+ 3	9
Сумма . 25	0	20
Среднее. 5	-	4

$$\sigma = \sqrt{4} = 2$$

\* Однако в тех случаях, где число наблюдений превышает 10—15 (т. е. в большинстве случаев), эта поправка излишня, так как почти совершенно не изменяет результатов, но при очень малых числах наблюдений (менее 10—15) ее целесообразно вводить. При 10 наблюдениях, например,

$$\sqrt{\frac{N}{N-1}} = \sqrt{\frac{10}{9}} = 1,054; \text{ при 5 наблюде-}$$

$$\text{ниях } \sqrt{\frac{N}{N-1}} = \sqrt{\frac{5}{4}} = 1,118. \text{ В приведен-}$$

ном выше примере с 5 наблюдениями таким образом  $\sigma = 2 \times 1,118 = 2,2$ .

\* Ход вычисления  $\sigma$  при сгруппированных данных представлен на следующем примере 25 измерений.

\* Таблица 29. Вычисление среднего квадратического отклонения при сгруппированных данных.

Длина в см	Середина интервала	Число предметов	Произведение гр. 2 на гр. 3	Отклонения от средней $\bar{x} = 5,24$	Квадраты отклонений	Произведение гр. 3 на гр. 6
1	2	3	4	5	6	7
0—1,9	1	2	2	— 4,24	17,98	35,96
2—3,9	3	6	18	— 2,24	5,02	30,12
4—5,9	5	8	40	— 0,24	0,06	0,48
6—7,9	7	5	35	+ 1,76	3,10	15,50
8—9,9	9	4	36	+ 3,76	14,14	56,56
Итого . .	—	25	131	—	—	138,62
Средняя . .	—	—	5,24	—	—	5,55

$$\sigma = \sqrt{5,55} = 2,36.$$

\* В таблице прежде всего определена взвешенная средняя обычным путем перемножения середины интервалов на соответствующие частоты, т. е. чисел второго столбца на числа третьего столбца, затем суммирования полученных произведений и деления суммы на общее количество частот. Средняя составляет  $131:25 = 5,24$ . Путем вычитания 5,24 из чисел 2 столбца, т. е. середины интервалов, получают групповые отклонения от средней (столбец 5). Отклонения возводятся в квадрат (столбец 6) и умножаются каждое на соответственные

частоты (столбец 3  $\times$  столбец 6). Произведения (столбец 7) суммируются, сумма делится на общее количество частот, и из полученной средней квадратов отклонений  $138,62:25 = 5,55$  извлекается квадратный корень. Получаемое в результате среднее квадратическое отклонение составляет  $\sqrt{5,55} = 2,36$ .

\* Приведенное вычисление  $\sigma$  на сгруппированных данных достаточно кропотливо даже при умышленно взятых в примере небольших числах. Обычно поэтому при сгруппированных данных  $\sigma$  вычисляется по сокращенному способу, основанному на отмеченном выше свойстве арифметической средней, что сумма квадратов отклонений от нее меньше суммы квадратов отклонений от всякой другой величины ряда.

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum fd^2}{N}} \text{ и } \sigma^2 = \frac{\sum fd^2}{N},$$

где  $\sigma$  среднее квадратическое отклонение,  $d$  отклонения от арифметической средней,  $f$  частоты и  $N$  число наблюдений.

\* Обозначая отклонения от произвольной величины ряда, принятой за среднюю, через  $d'$  и квадратный корень из средней квадратов отклонений от этой условной средней через  $s$ , имеем

$$s^2 = \frac{\sum f(d')^2}{N}$$

\* Квадратный корень из средней квадратов отклонений от действительной средней ( $\sigma$ ) меньше квадратного корня средней квадратов отклонений от всякой другой величины ряда. Следовательно,  $s^2$  больше, чем  $\sigma^2$ . Обозначая разность между действительной средней и величиной, условно

принятой за среднюю, через  $c$ , постараемся доказать, что

$$\sigma^2 = s^2 - c^2$$

$$\text{имеем } \sigma^2 = \frac{\sum d^2}{N}$$

$$s^2 = \frac{\sum (d^1)^2}{N}$$

$$d^1 = d + c$$

$$(d^1)^2 = d^2 + 2cd + c^2$$

$$\sum (d^1)^2 = \sum d^2 + 2c \sum d + Nc^2,$$

$$\text{а так как } \sum d = 0$$

$$\text{то } \sum (d^1)^2 = \sum d^2 + Nc^2$$

$$\frac{\sum (d^1)^2}{N} = \frac{\sum d^2}{N} + c^2$$

$$s^2 = \sigma^2 + c^2$$

$$\sigma^2 = s^2 - c^2$$

\* Среднее квадратическое отклонение можно таким образом легко вычислить путем определения величин  $s^2$  и  $c^2$  и вместе с тем беря отклонения в условных единицах. Ход вычисления представлен на примере ряда распределения ленинградских вагоновожатых по жизненной емкости легких.



\* Таблица 30. Распределение ленинградских вагоновожатых по жизненной емкости легких.

(Сокращенный способ вычисления с).

Жизненная емкость легких в куб. см.	Середина интервала	Число вагоновожатых ( $f$ )	Отклонения от произвольной средней ( $d^1$ )	$fd^1$	$f(d^1)^2$
1.500—1.999	1.750	3	— 4	—12	48
2.000—2.499	2.250	17	— 3	—51	153
2.500—2.999	2.750	39	— 2	—78	156
2.000—3.499	3.250	72	— 1	—72	72
3.500—3.999	3.750	102	0	0	0
4.000—4.499	4.250	77	1	+77	77
4.500—4.999	4.750	34	2	+68	136
5.000—5.499	5.250	8	3	+24	72
5.500—5.999	5.750	1	4	+ 4	16
		353		—40	730

$$N = 353.$$

Величина интервала 500 куб. см.

$c$ , считая интервал за единицу,  $= -40 : 353 = -0,1133$ ;  $c^2 = 0,0128$ .

$$s^2 = \frac{\sum f(d_1)^2}{N} = \frac{730}{353} = 2,068$$

$$\sigma^2 = s^2 - c^2 = 2,068 - 0,0128 = 2,0552$$

$$\sigma = \sqrt{2,0552} = 1,4336$$

при интервале равным единице и при величине интервала  $\equiv 500$  куб. см.

$$\sigma = 1,4336 \times 500 = 716,8 \text{ куб. см.}$$

\* Величина  $c = \frac{\sum f d^1}{N}$ , как было указано выше

(стр. 117), носит название первого момента от произвольной точки и обычно обозначается греческой буквой  $\nu_1$ . Величина  $s^2 = \frac{\sum f (d^1)^2}{N}$  назы-

вается вторым моментом от произвольной точки или вторым грубым моментом и обозначается через  $\nu_2$ . Разность  $s^2 - c^2 = \nu_2 - \nu_1^2$  носит название второго момента от действительной средней или второго центрального момента и обозначается греческой буквой  $\pi_2$ . Таким образом, второй центральный момент равняется второму грубому моменту, за вычетом первого момента, возведенного в квадрат, т. е.  $\pi_2 = \nu_2 - \nu_1^2$ . Среднее квадратическое отклонение равняется квадратному корню из второго центрального момента, или  $\sigma = \sqrt{\pi_2}$ , умноженному на величину интервала.

\* Выше (стр. 136) было указано, что в умеренно-асимметрических рядах распределения амплитуда составляет около  $6\sigma$ . В примере с емкостью легких у вагоновожатых  $\sigma = 716,8$  и  $6\sigma = 4.300,8$ . Амплитуда  $= 5.810 - 1.530 = 4.280$ .

\* Следует отметить, что в случае симметрических или умеренно асимметрических распределений  $\sigma \equiv$  приблизительно  $\frac{5}{4}$  среднего отклонения, или среднее отклонение  $\equiv 0,8\sigma$ . В примере с емкостью легких у вагоновожатых среднее отклонение  $\equiv 561,35$ ,  $\sigma = 716,8$  и  $0,8 \times \sigma = 573,4$ .

\*Вероятное отклонение. В качестве меры изменчивости или рассеяния ряда около средней применяется также вероятное отклонение ( $Q$ ), представляющее половину разности между верхним и нижним квартилями, т. е.  $Q = (Q_3 - Q_1) : 2$ . В примере с емкостью легких вагоновожатых

$$Q = \frac{4.206,17 - 3.203,13}{2} = 501,52.$$

В случаях симметрического или умеренно асимметрического распределения около половины всех частот лежит в пределах между обоими квартилями и соответственно 25% в половине этого расстояния. Чем теснее концентрируются величины около средней, и чем меньше их рассеяние, тем меньше и величина  $Q$ , почему она и принимается за меру изменчивости. Неудобство этой меры заключается в том, что она отражает степень изменчивости лишь в пределах части ряда между нижним и верхним квартилями.

\*Относительные меры изменчивости. Все приведенные меры изменчивости (среднее отклонение, среднее квадратическое отклонение и вероятное отклонение) представляют абсолютные меры, выражающие степень изменчивости в конкретных единицах измерения, т. е. именованные числа. В тех случаях, когда приходится сравнивать изменчивость явлений, выраженную в разных единицах измерения (напр., изменчивость роста в см. и веса в кг.), пользуются относительными мерами изменчивости, т. е. отвлеченными, а не именованными числами. Для этого берется процентное отношение абсолютной меры изменчивости к соответствующей средней.

\* Коэффициент изменчивости. Обычной мерой относительной изменчивости является коэффициент изменчивости ( $V$ ), представляющей процентное отношение среднего квадратического отклонения к арифметической средней или  $V = \frac{\sigma}{M} \times 100$ . В примере с емкостью легких вагоновожатых

$$V = \frac{716,8}{3693,35} \times 100 = 19,4\%.$$

\* Если абсолютной мерой изменчивости взято среднее отклонение, то относительной мерой берется его процентное отношение к средней арифметической.

\* Если абсолютной мерой изменчивости берется вероятное отклонение, то относительной мерой служит отношение его к медиане. Так как медиана в симметрическом распределении  $= (Q_1 + Q_3) : 2$ , то вероятное отклонение равно

$$\frac{Q_3 - Q_1}{2} : Me = \frac{Q_3 - Q_1}{2} : \frac{Q_3 + Q_1}{2} = \frac{Q_3 - Q_1}{Q_3 + Q_1}$$

\* Величина эта колеблется между 0 и 1; чем величина ближе к единице, тем изменчивость больше и наоборот. В примере с емкостью легких вагоновожатых величина эта равняется

$$\frac{4206,17 - 3203,13}{4206,17 + 3203,13} = \frac{1003,04}{7409,30} = 0,14.$$

\* Вероятные и средние ошибки. Статистические наблюдения и измерения обычно имеют частичный характер, относясь к ограниченному числу случаев какого-либо явления. Между тем,

производя наблюдения и измерения, мы интересуемся не совокупностью данных конкретных случаев, но теми величинами, отношениями и закономерностями, которые, как мы предполагаем, характеризуют всякую вообще совокупность такого же рода случаев. Является необходимость определения, насколько получаемые статистическим путем эмпирические величины являются вероятным и приближенным выражением некоторых устойчивых величин, характеризующих любую совокупность таких же случаев, и насколько эмпирические величины можно рассматривать как характеристику всего рода таких же явлений. По словам А. А. Чупрова<sup>1</sup>, «интерес нацелен не на те случайные числа, которые непосредственно устанавливаются подсчетами, а на те истинные величины, которые характеризуют всю массу, познаваемую нами по выборке: состав планктона не в зачерпнутой случайно пробе, а в море; не числа кровяных шариков в поле зрения микроскопа, а свойства крови больного». «Теория статистики рассматривает всякого рода статистические числа, поставляемые наблюдением, как отображения лежащих в их основе априорных величин, искаженных более или менее случаем».

Степень надежности, точности и неслучайности эмпирических статистических величин и отношений определяется так называемыми вероятными и средними ошибками, построение которых основывается на теории вероятностей и теории случайных ошибок.

\* Если мы определим различные статистические величины (среднюю, среднее квадратическое отклонение и т. п.) для явлений одного и того же рода, но на основании разных наблюдений, то полученные

---

<sup>1</sup> «Вестник статистики». 1924, № 10—12.

величины не будут одинаковы, но будут различаться в большей или меньшей степени. Подобно индивидуальным наблюдениям и измерениям, сами производные статистические величины изменчивы. Можно поэтому построить из статистических величин ряд распределения и определить для этого ряда те же статистические постоянные, что и для индивидуальных измерений—среднюю арифметическую, среднее квадратическое отклонение, вероятное отклонение и т. д. Исходя из предположки, что распределение производных статистических величин, относящихся к одному и тому же явлению, следует закону распределения случайных ошибок (нормальной кривой) и рассматривая отклонения как случайные ошибки, мы можем определить, в какой мере и в каких пределах полученная нами статистическая величина может отклоняться от действительной величины изучаемого явления, что и достигается определением вероятной и средней ошибки полученной нами статистической величины.

\* В нормальной кривой площадь, ограниченная верхним и нижним квартилем, включает половину всех частот. Если мы наудачу возьмем какой-либо из совокупности измеренных нами предметов, то вероятность, что величина этого предмета будет находиться в пределах этой площади, одинакова с вероятностью нахождения величины вне этой площади. То же самое, понятно, имеет место, если дело идет не об индивидуальных предметах или явлениях, но о статистических величинах, например, средних. Вероятную ошибку можно рассматривать, как такую величину, прибавляя и вычитая которую из имеющейся статистической величины, одинаково вероятно, что истинное значение статистической величины заключается между полученными пределами, и что оно выходит за эти пределы. Вероятная ошибка статистической

величины обыкновенно указывается при данной величине со знаком ( $\pm$ ). Так, в примере с жизненной емкостью легких у ленинградских вагоновожатых средняя емкость легких у 353 измеренных вагоновожатых составила 3.693,35 куб. см. с вероятной ошибкой  $= 25,72$ . Таким образом,  $M = 3.693,35 \pm 25,72$ . Это означает, что вероятность нахождения истинной средней емкости легких всех ленинградских вагоновожатых в пределах между  $(3.693,35 - 25,72)$  и  $(3.693,35 + 25,72)$  одинакова с вероятностью, что истинная средняя находится вне этих пределов.

\* В пределах удвоенной вероятной ошибки в обе стороны от средней в нормальном распределении находится 82,27% всех случаев и вне этих пределов 17,73%; вероятность, что взятая на удачу варианта ряда отстоит от средней не более, чем на

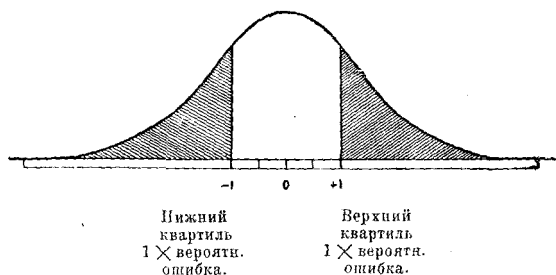
2 вероятные ошибки, составляет  $\frac{82,27}{100}$  и противо-

положная вероятность  $\frac{17,73}{100}$ , т. е. первая вероят-

ность в 4,64 раза больше. В примере с емкостью легких вагоновожатых вероятность, что истинная средняя находится в пределах  $3693,35 \pm 2 \times 25,72$ , т. е. между 3641,91 и 3744,79 в 4,64 раза больше вероятности, что она выходит за эти пределы.

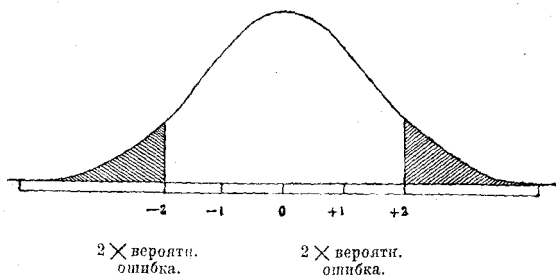
\* В пределах утроенной вероятной ошибки в обе стороны от средней находится 95,7% всех случаев и вне этих пределов 4,3%; в пределах четырех вероятных ошибок находится 99,3%; в пределах 5 вероятных ошибок 99,93%. Соответственно, вероятность отклонения от средней не более, чем на 3 вер. ошибки относится к противоположной вероятности, как 22,24 : 1; вероятность отклонения не более, чем на 4 вер. ошибки, как 142,3 : 1 и вероятность отклонения не более чем на 5 вер.

ошибок, как 1341 : 1. Приведенные соотношения представлены графически на черт. 5, 6, 7 и 8.



Черт. 5. Площадь нормальной кривой между нижним и верхним квартилем (незаштрихованная поверхность) и вне этих пределов (заштрихованная поверхность). Сумма заштрихованных поверхностей равна незаштрихованной поверхности.

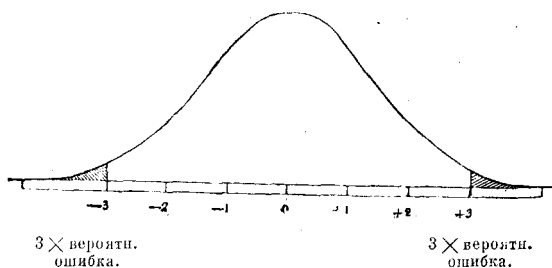
\* Таким образом, надежность и неслучайность данной статистической величины, в смысле ее приближения к истинной величине, характеризующей



Черт. 6. Площадь нормальной кривой в пределах (незаштрихованная поверхность) и вне пределов (заштрихованная поверхность) удвоенной вероятной ошибки.

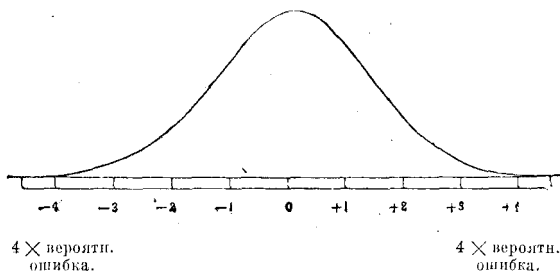


любую совокупность таких же случаев, определяется величиной вероятной ошибки; чем ве-



Черт. 7. Площадь нормальной кривой в пределах (незаштрихованная поверхность) и вне пределов (заштрихованная поверхность) утроенной вероятной ошибки.

роятная ошибка больше по отношению к статистической величине, тем статистическая величина менее надежна, и наоборот. Далее, так



Черт. 8. Площадь нормальной кривой в пределах (незаштрихованная поверхность) и вне пределов (заштрихованная поверхность) учетверенной вероятной ошибки.

как вероятность отклонения эмпирической статистической величины от истинной величины более чем на 4 вероятных ошибки очень мала

( $\frac{0,7}{100}$  для 4 вер. ошибок и  $\frac{0,0745}{100}$  для 5 вер. ошибок),

то принимают, что если статистические величины отличаются одна от другой в сторону плюса и минуса на 4 и более вер. ошибок, или если разность между статистическими величинами при их сравнении превышает свою вероятную ошибку более чем в 4 раза, то вероятность, что величины различны по существу, близка к достоверности. На практике допустимо—с известной осторожностью—основываться и на пределах в 3 вероятных ошибки.

\*Предположим, что при измерении частоты пульса у 150 человек средняя частота пульса составила у них 79,68 ударов в минуту с вероятной ошибкой  $\pm 0,15$ . После назначения всем им определенного лекарства средняя частота пульса составила  $81,12 \pm 0,20$ . Спрашивается, можем ли мы на основании этих чисел придти к заключению, что данное лекарство учащает деятельность сердца, и не является ли отмечаемое учащение пульса случайностью? Принимая за пределы случайных колебаний учетверенную вероятную ошибку, находим, что до назначения лекарства полученная средняя частота пульса с вероятностью, близкой к достоверности, могла отклоняться от действительной средней в пределах от  $79,68 - 0,60$  до  $79,68 + 0,60$  или от 79,08 до 80,28; после назначения лекарства истинная средняя находится в пределах  $80,32 - 81,92$ . Крайний максимальный предел частоты пульса до назначения лекарства меньше крайнего минимального предела частоты пульса после назначения лекарства, т. е. пределы не заходят

один за другой; поэтому представляется в высокой степени вероятным, что разница в частоте пульса до и после назначения лекарства не случайна, но является результатом действия лекарства,

При сравнении статистических величин для определения случайности или неслучайности их разности проще и целесообразнее, вместо приведенных определений, пользоваться вероятной ошибкой самой разности. Вероятная ошибка разности двух независимых величин равняется квадратному корню из суммы квадратов вероятных ошибок самих величин. В примере с пульсом разность между частотой пульса до и после назначения лекарства составляет  $81,12 - 79,68 = 1,44$ . Сумма квадратов вероятных ошибок величин пульса до и после лекарства равна

$$(0,20)^2 + (0,15)^2 = 0,04 + 0,0225 = 0,0625.$$

\* Вероятная ошибка разности (1,44) составляет  $\sqrt{0,0625} = 0,25$ . Разность 1,44 превышает свою вероятную ошибку больше чем в 4 раза и является, следовательно, с высокой степенью вероятности, неслучайной.

\* Для определения надежности и неслучайности эмпирических статистических величин можно пользоваться, вместо вероятных ошибок, средними ошибками. Если мы, имея, например, известное число каких-либо средних величин, относящихся к одному и тому же явлению, построим из них ряд распределения и примем мерой изменчивости этих величин среднее квадратическое отклонение, то, исходя из предпосылки, что распределение следует закону распределения случайных ошибок,  $\sigma$  и явится в данном случае средней ошибкой. В нормальном распределении 68,26% всех случаев находится в пределах между средней  $\pm \sigma$ ; 95,46% в пределах между средней  $\pm 2\sigma$ ; 99,73% в пределах между средней  $\pm 3\sigma$  и

9,86% в пределах между средней  $\pm 4\sigma$ . Вероятность, что случайно взятая величина ряда или в данном случае эмпирическая средняя находится в пределах истинной средней  $\pm \sigma = 0,6826$  и в 2 раза больше противоположной вероятности; вероятность, что случайная величина лежит в пределах средней  $\pm 2\sigma = 0,9546$  и в 21 раз больше противоположной вероятности; вероятность, что случайная величина лежит в пределах средней  $\pm 3\sigma = 0,9973$  и больше противоположной вероятности в 369 раз. Средняя ошибка, как и вероятная ошибка, указывается при данной статистической величине со знаком ( $\pm$ ).

\* Между вероятной и средней ошибкой существует постоянное взаимоотношение, а именно: вероятная ошибка  $= 0,6745$  средней ошибки и средняя ошибка  $= 1,4826$  вероятной ошибки. В следующей таблице сопоставлены некоторые соотношения между величинами средней и вероятной ошибки.

0,5	средней ошибки	соответствует	0,741	вероятной ошибки.
1,0	»	»	1,483	»
1,5	»	»	2,224	»
2,0	»	»	2,965	»
2,5	»	»	3,707	»
3,0	»	»	4,448	»
3,5	»	»	5,189	»
4,0	»	»	5,930	»

\* Средняя ошибка имеет то же значение для оценки надежности и неслучайности статистических величин, что и вероятная ошибка. Разница между ними, с точки зрения применения в статистической практике, только количественная. Утроенная средняя ошибка соответствует приблизительно 4 вер. ошибкам и имеет такое же отмеченное выше значение. В сущности для практических целей безразлично, брать ли среднюю

или вероятную ошибку для заключения о неслучайных свойствах явления. В Америке и Англии обыкновенно пользуются вероятной ошибкой; в Германии и у нас чаще—средней ошибкой. Так как количественное значение обеих ошибок различно, то, понятно, необходимо всегда указывать, приводится ли при данной величине средняя или вероятная ошибка.

\* Величина ошибок зависит от изменчивости ряда, измеряемой средним квадратическим отклонением, а равно и от количества наблюдений, на основании которых определена данная статистическая величина. Надежность статистической величины, в смысле ее приближения к истинной величине, увеличивается по мере увеличения числа наблюдений, при чем, однако, приближение идет параллельно увеличению не самих чисел наблюдений, но квадратного корня из этих чисел. В соответствии с этим, за среднюю ошибку, например, средней арифметической принимается отношение среднего квадратического отклонения к квадратному корню из числа наблюдений, так как величина средней ошибки здесь прямо пропорциональна величине  $\sigma$  и обратно пропорциональна квадратному корню из числа наблюдений.

\* Средняя ошибка  $M = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$  и вероятная ошибка  $M = 0,6745 \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ . Средние и вероятные ошибки среднего квадр. отклонения и медианы определяются по формулам:

Средняя ошибка  $\sigma = \frac{\sigma}{\sqrt{2N}}$  и вероятная ошибка  $\sigma = 0,6745 \frac{\sigma}{\sqrt{2N}}$ .

Средняя ошибка  $Me = 1,2533 \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$  и вероятная ошибка  $Me = 0,8454 \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ , или  $1,2533$  вероятной ошибки средней арифметической.

\* Если мы имеем два противоположных события, вероятности которых соответственно равны  $p$  и  $q$ , при чем  $p + q = 1$ , то для ряда распределения, выражаемого коэффициентами разложения бинома  $(p + q)^n$ , среднее квадратическое отклонение и средняя ошибка для абсолютного числа случаев  $= \sqrt{npq}$  и вероятная ошибка  $= 0,6745 \sqrt{npq}$ .

\* Если мы, например, подбрасываем монету 400 раз, то здесь вероятность появления орла ( $p$ )  $= \frac{1}{2}$ , вероятность появления решетки ( $q$ )  $= \frac{1}{2}$  и число случаев ( $n$ )  $= 400$ . Вероятное абсолютное число случаев появления орла при 400 подбрасываниях  $= np = 200$  и средняя ошибка  $200 = \sqrt{npq} =$

$$\sqrt{400 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}} = \sqrt{400 \cdot \frac{1}{4}} = \sqrt{100} = 10.$$

Принимая предел возможных отклонений равным утроенной средней ошибке, можно с вероятностью близкой к достоверности, утверждать, что пределы отклонений для 200 заключаются между  $200 - (3 \times 10) = 170$  и  $200 + (3 \times 10) = 230$ . Иными словами, число появлений орла при 400 подбрасываниях почти наверное не будет меньше 170 и больше 230.

\* Средняя ошибка относительной частоты или вероятности  $p = \sqrt{\frac{pq}{n}}$ . Так, в примере с подбрасыванием монеты вероятность появления орла

$(p) = \frac{1}{2}$  и средняя ошибка этой вероятности при 400 подбрасываниях  $= \sqrt{\frac{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}}{400}} = \sqrt{\frac{1}{1600}} = \frac{1}{40} = 0,025$ . Пределы колебаний частоты  $\frac{1}{2} = 0,5$  составляют при утроенной средней ошибке  $0,5 - 3 \times 0,025 = 0,425$  и  $0,5 + 3 \times 0,025 = 0,575$ .

\* Как доказывается в теории вероятностей, приведенные формулы  $\sigma = \sqrt{pq}$  и  $\sigma = \sqrt{\frac{pq}{n}}$  могут быть прилагаемы не только в случаях, когда известны априорные вероятности  $p$  и  $q$ , но и тогда, когда мы имеем дело с эмпирическими частотами.

Предположим, что в каком-нибудь городе появилась эпидемия брюшного тифа в связи с заражением водопроводной воды. Население города равно 50.000 жит. и число случаев брюшного тифа равно 120. В городе имеются две молочных лавки, при чем одна из них *A* обслуживает 40.000 населения и другая *B* обслуживает 10.000 населения.

Если число случаев тифа среди покупателей в лавке *A* и в лавке *B* распределяется равномерно пропорционально количеству жителей, пользующихся молоком из той и другой лавки, то можно ожидать среди покупателей *A*  $(40.000 : 50.000) \times 120 = 96$  случаев тифа и среди покупателей *B*  $(10.000 : 50.000) \times 120 = 24$  случая. Средняя ошибка 96 в данном случае  $=$

$$= \sqrt{40.000 \times \frac{120}{50000} \times \frac{49880}{50000}} = 10 \text{ (приблизит.)}$$

Следовательно, если среди покупателей *A* наблюдается от  $96 - 10 = 86$  до  $96 + 10 = 106$  случаев тифа, то числа эти лежат в пределах случайности; если на покупателей *A* приходится 96 сл. + удвоенная средняя ошибкам, т. е. 116 случаев, то это обстоятельство является уже подозрительным, в смысле разбавления молока зараженной водой. Для лавки *B* средняя ошибка =

$$\sqrt{10000 \times \frac{120}{50000} \times \frac{49880}{50000}} = 4,9 \text{ (приблизитель-}$$

но). Следовательно, если на покупателей *B* приходится  $24 + 4,9$  или около 29 случаев тифа, то мы можем считать это случайностью; если на них приходится  $24 + (2 \times 4,9)$  или около 34 случаев, то это является подозрительным обстоятельством, а если на них приходится  $24 + (3 \times 4,9)$  или около 39—40 случаев тифа, то можно почти наверное утверждать, что в молоко лавки *B* подмешана зараженная вода.

\* Например, мы обследовали 1000 рабочих одной профессии и 1000 рабочих другой профессии и нашли среди первых 200 туберкулезных и среди вторых 300 туберкулезных. Можно ли на основании этих чисел утверждать, что туберкулез более распространен среди второй группы, чем среди первой, в зависимости от занятия данной профессией или иных санитарных и социально-экономических условий, или же обнаруженные различия чисто случайны? Здесь эмпирическая вероятность наличия туберкулеза для первой группы =  $200 : 1000 = 0,2$  и для второй группы =  $300 : 1000 = 0,3$ . Применяя приведенную выше формулу средней ошибки для относительных частотей  $\sqrt{\frac{pq}{n}}$ ,



имеем среднюю ошибку для первой группы рабочих

$$\sqrt{\frac{0,2 \times 0,8}{1000}} = 0,0127$$

и для второй группы

$$\sqrt{\frac{0,3 \times 0,7}{1000}} = 0,0145$$

\* В пределах утроенных средних ошибок вероятность наличия туберкулеза у первой группы может колебаться от  $0,2 - (3 \times 0,0127) = 0,1619$  до  $0,2 + (3 \times 0,0127) = 0,2381$ ; у второй группы от  $0,2565$  до  $0,3435$ . Иными словами, если бы мы обследовали еще ряд партий рабочих по 1000 человек той же профессии, что и наша первая группа, то в высокой степени вероятно, что процент туберкулезных среди всех этих групп не вышел бы за пределы от  $(0,1619)100 = 16,2$  до  $(0,2381)100 = 23,8$ ; для второй группы процент туберкулезных не вышел бы за пределы от  $25,7\%$  до  $34,4\%$ . Пределы для обследованных нами групп не заходят друг за друга, и максимальный предел для первой группы ( $23,8\%$ ) меньше минимального предела для второй группы ( $25,7$ ); мы можем поэтому с вероятностью, близкой к достоверности, утверждать, что обнаруженные нами различия в пораженности туберкулезом рабочих взятых двух профессий не случайны, но зависят от профессиональных, бытовых и др. условий.

\* В медицинской статистике для определения средних ошибок относительных частостей применяется нередко так называемая формула Пуассона, дающая в качестве средней ошибки величину, близкую к утроенной средней ошибке по

формуле  $\sqrt{\frac{pq}{n}}$ .

\* По формуле Пуассона пределы случайных отклонений вероятности  $\frac{a}{a+b}$  составляют  $2\sqrt{\frac{2ab}{(a+b)^3}}$ ,

где  $a$  обозначает число благоприятных событию случаев,  $b$  число случаев неблагоприятных и  $a+b$  число всех случаев. В формуле этой  $p = \frac{a}{a+b}$ ,

$$q = \frac{b}{a+b} \text{ и } n = a+b, \text{ или: } \sqrt{\frac{pq}{n}} = \sqrt{\frac{ab}{(a+b)^3}}.$$

Таким образом, формула Пуассона различается

от  $\sqrt{\frac{pq}{n}}$  только тем, что дает величину средней ошибки уже увеличенной почти в три раза, а именно в

$$2\sqrt{2} = 2,828 \text{ раза; } 2\sqrt{\frac{2ab}{(a+b)^3}} \text{ очевидно, равняется}$$

$$2,828 \sqrt{\frac{pq}{n}}, \text{ при указанных выше обозначениях.}$$

\* Применяя формулу Пуассона в приведенном выше примере с обследованием рабочих, имеем для первой группы рабочих  $a=200$ ,  $b=800$  и  $a+b=1000$ ; для второй группы  $a=300$ ,  $b=700$  и  $a+b=1.000$ . Для первой группы получаем:

$$\frac{200}{1.000} \pm 2 \sqrt{\frac{2 \times 200 \times 800}{(1.000)^3}} = 0,2 \pm 0,0358 \text{ и для}$$

$$\text{второй группы } \frac{300}{1.000} \pm 2 \sqrt{\frac{2 \times 300 \times 700}{(1.000)^3}} = 0,3 \pm$$

$\pm 0,041$ . Пределы колебаний процента туберкулезных составляют для первой группы от 16,4 до 23,6 и

для второй группы от 25,9 до 34,1, т. е. почти те же величины, которые получены при пользовании

формулой  $\sqrt{\frac{pq}{n}}$ .

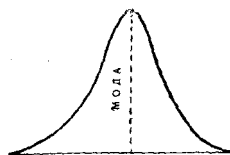
\* Меры асимметрии. Эмпирические ряды и кривые распределения иногда бывают достаточно симметрическими, чаще же отличаются более или менее значительной асимметрией. На черт. 9 представлены, на ряду с симметрической кривой распределения, некоторые виды асимметрических кривых. Особенно резко асимметрическими здесь являются кривые типа  $\Gamma$  и типа  $\mathcal{D}$ , так наз.  $I$ —образная, или односторонняя кривая и  $U$ —образная кривая.  $I$ —образную кривую представляет, напр., распределение умерших грудных детей по месяцам жизни или, например, такое распределение дней по числу холерных заболеваний в Петербурге за время холерной эпидемии 1908—1910 гг.

Число случаев холеры	Число дней с данным числом случаев
0—49	570
50—99	91
100—149	15
150—199	4
200—249	4
250—299	3
300—349	4
350—399	4
	695

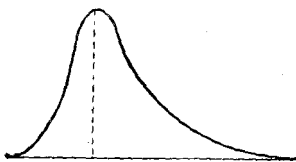
\*  $U$ —образную кривую представляет, например, распределение повозрастной смертности с характерным для него под'емом в детском и старческом возрасте.

\* Смысл и значение асимметрии распределения не всегда ясны, и выяснение тех влияний, которые

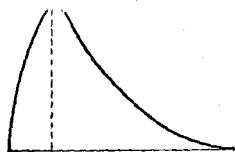
обуславливают асимметрию, не всегда возможно.



Тип. А.—Симметричная кривая.



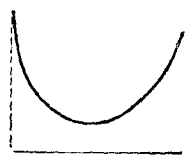
Тип. Б.—Асимметричная кривая.



Тип. В.—Асимметричная кривая.



Тип. Г.—U—образная кривая.



Тип. Д.—U—образная кривая.

Черт. 9. Типы кривых распределения.

Нередко, однако, при ближайшем рассмотрении и знакомстве с материалом, причины асимметрии могут быть выяснены. Так, в практике одной лаборатории, при распределении данных анализов большого количества проб молока на содержание жира кривая распределения получилась несколько асимметрической (скошенной в одну сторону). Оказалось, что около 5% проб молока были умышленно разбавлены водой.

\* При симметрическом распределении средняя арифметическая, медиана и мода совпадают. При асимметрическом распределении средняя арифметическая отходит от середины ряда и места наибольшего скопления вариант в сторону более длинной ветви кривой, и получаются три отдельных средних величины. При симметрическом распределении все три средние совпадают в одной точке абсциссы; при асимметрическом же распределении положение их (в случае умеренной асимметрии) определяется уже указанным выше (стр. 129) соотношением  $Mo = M - 3(M - Me)$ .

\* Мерой величины асимметрии обыкновенно принимается расстояние между средней арифметической и модой, выраженное в единицах среднего квадратического отклонения, или

$$\text{Асимметрия} = \frac{\text{средняя} - \text{мода}}{\sigma}$$

\* Если среднеарифметическая больше медианы и моды, то асимметрия положительная; наоборот, если среднеарифметическая меньше медианы и моды, то асимметрия отрицательная. При положительной асимметрии увеличивается правая половина кривой, и средняя арифметическая перемещается от медианы и моды в сторону больших вариант, а при отрицательной асимметрии увеличивается левая ветвь кривой и средняя арифметическая перемещается от медианы и моды в сторону меньших вариант.

\* В примере с емкостью легких ленинградских вагоновожатых средняя арифметическая = 3693,35 мода = 3782,42 и  $\sigma = 716,8$ ; коэффициент асимметрии =  $\frac{3693,35 - 3782,42}{716,8} = -0,124$ . Здесь имеется

таким образом небольшая отрицательная асимметрия распределения.

Для измерения асимметрии применяются также квартили. В симметрической кривой оба квартиля отстоят от медианы на одну и ту же величину; при асимметрическом же распределении квартили находятся на разном расстоянии от медианы.

\* Величина асимметрии определяется по формуле

$$\text{Асимметрия} = \frac{Q_3 + Q_1 - 2 Me}{Q_3 - Q_1}$$

\* В примере с емкостью легких вагоновожатых коэффициент асимметрии по этой формуле составляет:

$$\frac{4206,17 + 3203,13 - 2 \times 3723,04}{4206,17 - 3203,13} = \frac{-36,78}{1003,04} = -0,037.$$

\* Измерение асимметрии при помощи квартилей имеет тот недостаток, что получаемая величина определяет асимметрию лишь в пределах центральной части кривой.

\* При более детальном анализе рядов распределения, кроме определения приведенных статистических постоянных и их вероятных ошибок, определяется тип кривой данного распределения и дается математическое выражение кривой, соответствующей данному распределению. Построение кривых распределения выходит за пределы элементарных статистических приемов, излагаемых в настоящей книге.

---

## ГЛАВА ЧЕТВЕРТАЯ.

### КОРРЕЛЯЦИЯ.

Термином «корреляция» в статистике обозначаются зависимости, связи, соотношения и взаимоотношения, существующие между статистическими величинами, рядами и группами; в очень многих случаях статистические данные только и собираются для изучения таких зависимостей и соотношений.

Смертные случаи от брюшного тифа распределяют по календарным месяцам в целях установления определенных постоянных соотношений между частотой брюшного тифа и временами года; или их распределяют по возрасту, занятию, месту жительства умерших, опять-таки в видах определения тех взаимоотношений и зависимостей, которые существуют в этом отношении. Измерения роста и веса сопоставляют и сравнивают для изучения соотношения и связи между их изменчивостью; измерения длины руки или ноги сопоставляют с измерениями какой-либо другой части тела; рост детей сопоставляют с ростом родителей и т. д. Сравнивая и сопоставляя два рода измерений или явлений, мы имеем дело с простыми коррелятивными соотношениями.

Нередко проблема является более сложной. Детская смертность изменяется по временам

года, обычно повышаясь в летнее время; температура воздуха также изменяется по временам года, повышаясь летом. Желательно установить, имеются ли определенные соотношения, корреляция между температурой и детской смертностью; здесь имеются три элемента, подлежащих обсуждению и рассмотрению: время года, температура и детская смертность. Кроме того, летом с повышением температуры воздуха, увеличивается и количество мух. Что находится больше и прежде всего в связи с повышенной детской смертностью, — высокая температура или же увеличенное количество мух и вызываемое ими загрязнение пищевых продуктов и молока? Целесообразнее и проще всего было бы решить этот вопрос, устраняя и элиминируя при наших числовых построениях, влияние температуры и изучая в чистом виде влияние какого-либо одного фактора. Однако, соответствующие данные не всегда можно добыть, или они не всегда поддаются определенному числовому выражению. Здесь приходится прибегать к различным косвенным соотношениям и различным логическим построениям.

Причинные соотношения. Нередко статистические данные сопоставляются и изучаются просто для определения, существует ли какое-либо соотношение, параллелизм между двумя явлениями; простое установление самого факта наличия такого соотношения очень ценно во многих случаях. Тот факт, что детская смертность увеличивается с повышением температуры воздуха, сам по себе важен для медицинского работника и санитарного врача. Может быть, однако, чаще основным мотивом изучения коррелятивных соотношений является желание определить причинные



зависимости, установить причину и следствие. В примере с детской смертностью вопрос тогда ставится так: является ли повышенная летняя температура причиной повышенной детской смертности летом? Или является ли увеличение количества мух летом причиной повышения детской смертности? Или, обращаясь к другим примерам, является ли высокий рост причиной повышенного веса тела? Составляет ли высокий рост сына следствие высокого роста отца? Указывает ли известная корреляция явлений и на известную причинную зависимость между ними? Здесь нужно прежде всего условиться, что следует понимать под причиной.

По Джевонсу причиной события или явления считают явления и обстоятельства, необходимо предшествовавшие данному явлению, и без которых событие не могло произойти. При этом обычно не представляется возможным определенно утверждать, что событие имеет только одну, а не несколько причин. Причиной звука при выстреле является не просто спуск курка, представляющий только последнюю, бросающуюся в глаза причину выстрела; качество и количество пороха, устройство ружья, окружающая атмосфера и т. п., — все эти обстоятельства являются причинами звука при выстреле, и при отсутствии которого-нибудь из них звук выстрела может и не раздаться.

Очевидно, что статистика сама по себе не в состоянии устанавливать причинность связей. Основным здесь являются законы логики и знакомство с материальной природой явлений, составляющих предмет статистического изучения. По словам Вестергорда «задача статистики — не столько обнаружить причинные зависимости, сколько помочь обнаружить эти зависимости другим. Статистик должен довольствоваться выявлением

числовых различий, соотношений т. п., предоставив объяснение этих различий и соотношений физиологии, метеорологии и другим наукам».

Вместе с тем статистические группировки и построения значительно облегчают возможность установления причинных зависимостей, так как благодаря числовому выражению явлений и фактов представляется легкая возможность всяких сравнений, сопоставлений, перегруппировок.

Логические законы причинности явлений. Милль формулирует главные методы индуктивной логики при анализе взаимных зависимостей явлений следующим образом:

1) «Если два или более случаев исследуемого явления имеют общим только одно обстоятельство, то это обстоятельство, в котором одном сходятся все случаи, составляет причину (или следствие) данного явления». Это метод совпадения или сходства. Эпидемиолог следует этому методу, когда изучает один случай заразной болезни, за другим, пытаясь найти нечто общее в отношении их возникновения. Чем больше число случаев с таким одним общим фактором, тем доказательнее выводы.

2) «Если случай, в котором исследуемое явление встречается, и случай, в котором оно не встречается, одинаковы во всех обстоятельствах, кроме одного, и это одно встречается только в первом случае, то это единственное обстоятельство, которым различаются эти два случая, составляет следствие (или причину) или необходимую часть причины явления». Это метод разницы или единственного различия, являющийся методом эксперимента, методом наук опытных.

3) Соединенный метод сходства и различия или косвенный метод разницы: «если два или больше случаев, в которых явление наступает, имеют общим только одно обстоятельство, тогда как два или более случаев, в которых то же явление не наступает, не имеют между собой ничего общего, кроме отсутствия именно этого обстоятельства, тогда то обстоятельство, в котором только и различаются два ряда случаев, составляет или следствие, или причину, или необходимую часть причины явления».

\* Корреляция, причинность и зависимость. Изучаемые статистическим путем связи и зависимости никогда не бывают безусловными. Определенная величина признака А не связывается безусловно с определенной величиной признака Б, но соединяется с разными значениями Б; однако, с одними значениями она связывается предпочтительнее, чем с другими. Такого рода связь и называется корреляционной. Очевидно, что на одном или немногих случаях установить такого рода связь невозможно, хотя бы она и была. Обнаружить ее можно лишь, если мы возьмем достаточно большое число наблюдений.

\* В целях обнаружения связи или зависимости между явлениями, обыкновенно сопоставляют ряды статистических величин и прослеживают совместную изменчивость сопоставляемых числовых рядов, параллелизм колебаний чисел. Если с увеличением чисел одного ряда соответствующие числа другого ряда также увеличиваются, то отсюда обыкновенно делают вывод о прямом параллелизме и связи явлений; наоборот, если с увеличением чисел одного ряда соответствующие числа другого ряда уменьшаются, то делают

вывод об обратном параллелизме или обратной связи явлений.

\* При обнаружении параллелизма изменений чисел необходимо прежде всего тщательно проанализировать, не является ли параллелизм чисто случайным результатом простого сосуществования или хронологической последовательности, при отсутствии какой-либо действительной связи и зависимости между явлениями. Логика и знакомство с изучаемыми явлениями является здесь главными средствами, дающими возможность избежать нередко встречающихся ошибочных выводов и заключений в этом отношении. Но и установив из параллелизма чисел наличие действительной связи, представляется нелегким делом уяснить смысл и значение этой связи, в частности, является ли самая связь между явлениями прямой и непосредственной или же косвенной и отраженной, таким образом, что сами изучаемые явления стоят в зависимости и связи с каким-нибудь другим общим для них явлением, или зависят от какой-либо одной общей причины. И здесь для выяснения на первое место выступает логический анализ и знакомство с предметом; статистический же метод помогает лишь в установлении самого факта связи.

\* Для примера в табличке (см. стр. 169) сопоставлены 1) величины заболеваемости сыпным тифом в отдельных районах Ленинграда за 1900—1910 гг. и 2) величины, характеризующие скученность населения в квартирах тех же районов (среднее число жителей на одну комнату). Районы сгруппированы из участков, согласно прежнему административному делению Ленинграда.

\* Из таблицы виден весьма значительный параллелизм явлений. Чем больше скученность в квартирах, тем больше и заболеваемость сыпным тифом.

	Среднее число жителей на 1 комнату в платных квартирах	Число заболевших сыпным тифом на 100.000 населения
I группа . . .	1,5	4,4
II » . . . . .	1,7	7,0
III » . . . . .	2,4	8,5
IV » . . . . .	2,8	11,9
V » . . . . .	3,9	13,9

Дело дальнейшего логического анализа решить, чем обуславливается эта связь. Так, здесь, очевидно, не приходится говорить о причинной связи в том смысле, что скученность в квартирах является причиной сыпного тифа. Связь здесь отраженная: в скученных квартирах живет более бедное население в грязи и антисанитарных условиях, способствующих развитию вшивости, а тем самым и развитию тифа. Скученность здесь лишь способствует тифу.

\*Измерение тесноты связи. Простое сопоставление статистических рядов дает лишь возможность установить наличие или отсутствие связи и параллелизма между явлениями, при чем во многих случаях и это, в особенности при длинных рядах, затруднительно и нередко субъективно. Статистический метод дает сверх того возможность измерения степени параллелизма рядов и тесноты связи между явлениями путем вычисления коэффициентов корреляции.

\* Табл. 31. Корреляция между весом мозга и длиной черепа.  
(Мужчины 20—60 лет).

	Вес мозга в г.										Итого	Средина интервала групп длины черепа	Средний вес мозга для данного ряда
	1000—1099	1100—1199	1200—1299	1300—1399	1400—1499	1500—1599	1600—1699	1700—1799	1800—1899				
155—159	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	2	157,5	1300
160—164	—	—	2	6	4	2	—	—	—	—	14	162,5	1393
165—169	1	—	9	10	18	3	1	—	—	—	42	167,5	1386
170—174	—	—	5	1	28	11	4	1	—	—	68	172,5	1440
175—179	—	—	4	19	29	23	4	—	—	—	79	177,5	1455
180—184	—	—	—	10	19	23	8	1	—	—	61	182,5	1502
185—189	—	—	—	1	2	12	4	—	—	—	19	187,5	1550
190—194	—	—	—	—	1	2	3	4	—	—	10	192,5	1650
195—199	—	—	—	—	—	1	1	—	2	—	4	197,5	1725
Итого . .	1	—	21	66	101	77	25	6	2	299	—	—	—
Средина интервала групп веса мозга	1050	1150	1250	1350	1450	1550	1650	1750	1850	—	—	—	—
Средняя длина черепа для данного ряда	167,5	—	169,6	173,8	175,0	179,7	182,1	187,5	197,5	—	—	—	—

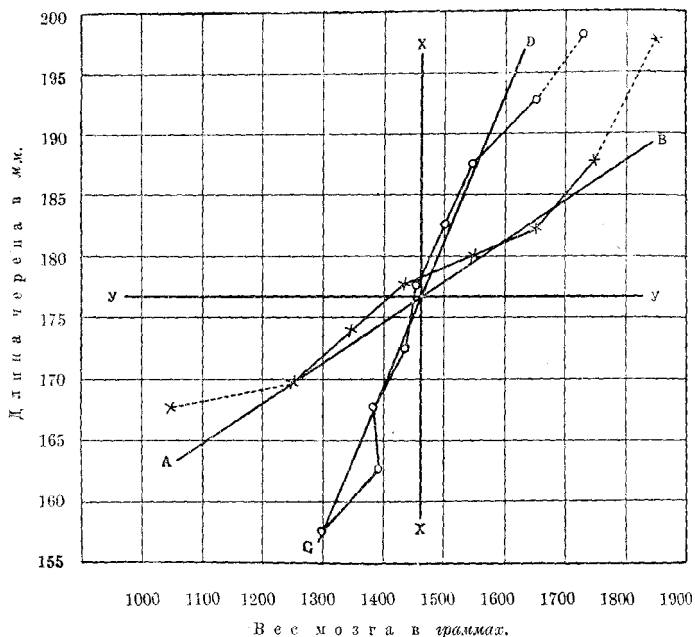
\* Имеется 299 измерений веса мозга и длины черепа<sup>1</sup>, и мы желаем знать, существует ли связь между весом мозга и длиной черепа и как велика эта связь. Для этого сгруппировываем данные в виде корреляционной таблицы, о которой уже говорилось на стр. 61.

\* Каждый ряд приведенной таблицы можно рассматривать, как отдельный вариационный ряд и определить для каждого ряда среднюю,  $\sigma$ , и т. д. Средние каждого ряда в таблице вычислены и приведены в нижнем горизонтальном ряду и крайнем вертикальном столбце справа. Из сопоставления этих средних с серединами интервалов другой переменной видно, например, что по мере того, как величины средин интервалов групп веса мозга увеличиваются слева направо,—увеличиваются, хотя и не совсем правильно, средние соответствующих рядов длины черепа; равным образом в боковом столбце, по мере увеличения величин средин интервалов групп длины черепа—увеличиваются средние соответствующих рядов веса мозга.

\* Данные эти представлены графически на черт. 10. Кресты представляют средние отдельных рядов длины черепа; соединяющая их линия называется наблюдаемой (эмпирической) линией регрессии длины черепа по весу мозга. Кружки представляют средние рядов веса мозга, и соединяющая их линия—эмпирическую линию регрессии веса мозга по длине черепа. Прямая *AB* представляет вычисленную прямую регрессии длины черепа по весу мозга и прямая *CD* вычисленную прямую регрессии веса мозга по длине черепа. Линия *XX* указывает на шкале для веса мозга локализацию среднего веса мозга для всех 299 наблюдений.

<sup>1</sup> Данные взяты у Pearl op. cit.

Линия  $УУ$  указывает на шкале для длины черепа локализацию средней длины черепа для всех 299 наблюдений.



Черт. 10. Эмпирические и вычисленные линии регрессии для веса мозга и длины черепа.

\* Регрессией называется соотношение количественного изменения одной переменной к количественному изменению другой. Из черт. 10 видно, что наклон линий регрессии дает возможность измерить степень параллельной изменчивости, степени корреляции между обеими переменными. Так, если вращать линию  $АВ$  вокруг своей оси, пока она не совпадет с линией  $УУ$ , и вращать  $СД$ ,



пока она не совпадет с ХХ; тогда, очевидно, увеличение веса мозга не будет иметь места вместе с увеличением длины черепа, и наоборот.

\* Коэффициент корреляции. Для количественного измерения степени параллелизма или тесноты связи между двумя переменными пользуются коэффициентом корреляции ( $r$ )

$$r = \frac{\Sigma x \cdot y}{N \sigma_x \sigma_y},$$

где  $r$  коэффициент корреляции,  $x$  и  $y$  отклонения каждого ряда от их средней,  $\sigma_x$  и  $\sigma_y$  средние квадратические отклонения каждого ряда,  $\Sigma$  знак суммирования,  $N$  число наблюдений (число парных членов ряда).

\* Коэффициент корреляции обладает тем свойством, что при отсутствии всякой связи и зависимости между признаками он равен 0; при полной прямой зависимости он получает предельное значение  $+1$  и при обратной зависимости  $-1$ ; таким образом своей величиной и знаком он выражает меру и направление корреляции.

\* Коэффициент корреляции должен всегда рассматриваться со своей вероятной или средней ошибкой, составляющими:

$$\text{вероятная ошибка } r = 0,6745 \frac{1-r^2}{\sqrt{N}}$$

$$\text{средняя ошибка } r = \frac{1-r^2}{\sqrt{N}}$$

\* Для доказательности коэффициент корреляции должен превышать свою вероятную ошибку не менее, чем в 4—5 раз, или свою среднюю

ошибку в 3—4 раза. Что касается значения величины самого коэффициента, то принимают, при неизменном условии, что коэффициент превышает свою вероятную ошибку в 4—5 раз, — величину коэффициента менее 0,3, как указание на существование лишь слабой связи между изучаемыми явлениями; коэффициент от 0,3 до 0,6 указывает на среднюю степень корреляции и коэффициент 0,7 и выше — на высокую степень корреляции. Разграничения эти, впрочем, весьма условны.

\* Необходимо иметь в виду, что коэффициент корреляции, представляя весьма важное орудие статистического анализа, в то же время также ничего не говорит о характере и сущности связи между явлениями, как и простое сопоставление рядов. С другой стороны, коэффициент корреляции, давая возможность числового выражения степени параллелизма явлений, степени совместной изменчивости, придает нашим суждениям полную определенность в этом отношении; он дает возможность сопоставления степени тесноты связи с различными условиями и значительно облегчает задачу исследователя именно в смысле уяснения вопроса о наличии действительной связи и о характере этой связи.

\* Когда имеется сравнительно немного наблюдений (2—3 десятка), то коэффициент корреляции проще и скорее вычислять, не группируя данные в корреляционную таблицу. В этом случае можно также пользоваться некоторым видоизменением основной формулы, а именно:

$$r = \frac{\sum x \cdot y}{N \sigma_x \sigma_y}, \text{ а так как}$$

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum x^2}{N}} \text{ и } \sigma_y = \sqrt{\frac{\sum y^2}{N}}, \text{ то}$$

$$r = \frac{\sum x \cdot y}{N \sqrt{\frac{\sum x^2}{N}} \cdot \sqrt{\frac{\sum y^2}{N}}} = \frac{\sum x \cdot y}{N \sqrt{\frac{\sum x^2 \times \sum y^2}{N^2}}} = \frac{\sum x \cdot y}{\sqrt{\sum x^2 \times \sum y^2}}$$

\* Приводим цифровой пример вычисления коэффициента корреляции по этой формуле на негруппированных данных. Для начала сочиним пример с маленькими числами, при чем ряды состоят всего из 5 членов. В действительности вычислять коэффициент на таких коротких рядах не следует, и число парных членов ряда должно быть не меньше 15—20.

\* Табл. 32. Пример вычисления коэффициента корреляции на негруппированных данных.

Ряд X	Ряд Y	Отклонения от средней первого ряда x	Отклонения от средней второго ряда y	x·y	x <sup>2</sup>	y <sup>2</sup>
7	4	+ 1	0	0	1	0
5	2	- 1	- 2	2	1	4
6	5	0	+ 1	0	0	1
3	1	- 3	- 3	9	9	9
9	8	+ 3	+ 4	12	9	16
Итого . 30	20	0	0	23	20	30
Средняя . 6	4	—	—	—	—	—

$$* \text{ Коэффициент корреляции } r = \frac{\Sigma x \cdot y}{\sqrt{\Sigma x^2 \cdot \Sigma y^2}} =$$

$$= \frac{23}{\sqrt{20 \times 30}} = \frac{23}{\sqrt{600}} = \frac{23}{24,5} = 0,94.$$

\* Приводим далее ход вычисления коэффициента корреляции на конкретном примере и с достаточно большим числом наблюдений (24 парных члена). Пример относится к измерению тесноты связи между месячными числами умерших от эпидемического гриппа и от крупозной пневмонии в Ленинграде за годы эпидемии гриппа (1918 и 1919 гг.). (См. табл. 33).

$$r = \frac{1311397}{\sqrt{647966 \times 4017674}} = \frac{1311379}{\sqrt{647966} \cdot \sqrt{4017674}}$$

$$= \frac{1311397}{804,96 \times 2004,41} = \frac{1311397}{1653558} = 0,79$$

\* Вероятная ошибка коэффициента корреляции 0,79 при 24 наблюдениях составляет

$$\frac{0,6745 \times (1 - 0,79^2)}{\sqrt{24}} = 0,05$$

\* Коэффициент корреляции в приведенном примере превышает свою вероятную ошибку в 15 раз и сам по себе высок, что указывает на значительную связь между месячными колебаниями обоих заболеваний. Выяснение причины и характера этой связи не подлежит, понятно, компетенции статистического метода. Можно предполагать, что связь обуславливается тем, что грипп часто осложняется крупозной пневмонией, или что возбудители обеих болезней имеют что-то общее, или что на оба

\* Табл. 33. Корреляция между месячными числами умерших от эпидемического гриппа и крупозной пневмонии в Ленинграде в 1918—1919 гг.

	Число умерш.		х	у	ху	х <sup>2</sup>	у <sup>2</sup>
	От грип-па	От крупоз. пневмонии					
Январь 1918 г.	7	122	-147	-418	61466	21609	174724
Февраль " "	1	37	-153	-503	76959	23409	253009
Март " "	13	233	-141	-307	43287	19881	94249
Апрель " "	6	141	-148	-399	59052	21904	159201
Май " "	29	506	-125	-34	4250	15625	1156
Июнь " "	9	261	-145	-279	40455	21025	77841
Июль " "	4	175	-150	-365	54750	22500	133225
Август " "	14	227	-140	-313	43820	19600	97969
Сентябрь " "	56	870	-98	+330	-32340	9604	108900
Октябрь " "	450	1580	+296	+1040	203840	87616	1.081600
Ноябрь " "	366	708	+212	+168	35616	44944	28224
Декабрь " "	427	942	+273	+402	109746	74529	161604
Январь 1919 г.	330	848	+176	+308	54208	30976	94864
Февраль " "	248	744	+94	+204	19176	8836	41616
Март " "	293	975	+139	+435	60465	19321	189225
Апрель " "	382	1193	+228	+653	148884	51984	426409
Май " "	178	830	+24	+290	6960	576	84100
Июнь " "	73	408	-81	-132	10692	6561	17424
Июль " "	42	154	-112	-386	43232	12544	148996
Август " "	16	143	-138	-397	54786	19044	157609
Сентябрь " "	8	104	-146	-436	63656	21316	190096
Октябрь " "	50	150	-104	-390	40560	10816	152100
Ноябрь " "	279	762	+125	+222	27750	15625	49284
Декабрь " "	415	847	+261	+307	80127	68121	94249
Итого . . .	3.696	12.960	—	—	1.311.397	647.966	4.017.674
Среднее . .	154	540	—	—	—	—	—

заболевания влияют одни и те же метеорологические факторы, свойственные отдельным календарным месяцам и т. п.

\* Когда число наблюдений превышает несколько десятков, данные для вычисления коэффициента корреляции группируются в корреляционную таблицу. Вычисление здесь производится по указанной выше (стр. 173) основной формуле.

\* Вычисление на сгруппированных данных. В качестве примера вычисления коэффициента корреляции при данных, сгруппированных в виде корреляционной таблицы, приводим вычисление на примере приведенной выше таблицы измерений веса мозга и длины черепа. (См. табл. 34).

Итоговые ряды таблицы обозначены:

$f_x$  = частоты отдельных групп веса мозга.

$f_y$  = частоты отдельных групп длины черепа.

$x$  означает отклонения в единицах интервала каждой группы веса мозга от условной точки ( $x=0$ ), соответствующей середине интервала (1450) группы веса мозга 1400—1499 грамм.

$y$  означает отклонения в единицах интервала — каждой группы длины черепа от условной точки, соответствующей середине интервала (172,5) группы длины черепа 170—174 мм.

\* Для построения коэффициента корреляции нужно прежде всего определить средние и средние квадратические отклонения обеих переменных. Вычисления производятся обычным путем посредством моментов.

\* Первый и второй грубые моменты для итогового ряда распределения черепов по весу мозга составляют

\* Таблица 34. Вычисление коэффициента корреляции между весом мозга и длиной черепа.

Длина черепа в мм	Вес мозга в граммах									Итого $f_y$	y	$f_y y$	$f_y y^2$	$f_{ay} x$	$f_{ay} xy$
	1000— 1099	1100— 1199	1200— 1299	1300— 1399	1400— 1499	1500— 1599	1600— 1699	1700— 1799	1800— 1899						
155—159	—	—	1	1	—	—	—	—	—	2	— 3	— 6	18	— 3	+ 9
160—164	—	—	2	6	4	2	—	—	—	14	— 2	— 28	56	— 8	+ 16
165—169	1	—	9	10	18	3	1	—	—	42	— 1	— 42	42	— 27	+ 27
170—174	—	—	5	19	28	11	4	1	—	68	0	0	0	— 7	0
175—179	—	—	4	19	29	23	4	—	—	79	1	79	79	+ 4	+ 4
180—184	—	—	—	10	19	23	8	1	—	61	2	122	244	+ 32	+ 64
185—189	—	—	—	1	2	12	4	—	—	19	3	57	171	+ 19	+ 57
190—194	—	—	—	—	1	2	3	4	—	10	4	40	160	+ 20	+ 80
195—199	—	—	—	—	—	1	1	—	2	4	5	20	100	+ 11	+ 55
Итого $f_x$	1	—	21	66	101	77	25	6	2	299		+242	870	+ 41	+312
x	—4	—3	—2	—1	0	1	2	3	4	—					
$f_x x$	—4	—3	—42	—66	0	77	50	18	8	+ 41					
$f_x x^2$	16	—	84	66	0	77	100	54	32	429					

$$x \nu_1 = \frac{\Sigma [f_x x]}{\Sigma [f_x]} = \frac{41}{299} = 0,1371$$

$$x \nu_2 = \frac{\Sigma [f_x x^2]}{\Sigma [f_x]} = \frac{429}{299} = 1,4348$$

Средняя веса мозга =  $1450 + (0,1371 \times 100) = 1463,71$  г.

Второй центральный момент  $x \pi_2 = 1,4348 - (0,1371)^2 = 1,4160$  и среднее квадратическое отклонение  $\sigma_x = \sqrt{x \pi_2} = \sqrt{1,4160} = 1,18995$  в единицах интервала.

\* Среднее квадратическое отклонение  $\sigma_x$ , умноженное на величину интервала =  $100 \times 1,18995 = 119,0$  г.

\* Аналогично для величин длины черепа имеем

$$y \nu_1 = \frac{\Sigma [f_y y]}{\Sigma [f_y]} = \frac{242}{299} = 0,8094$$

$$y \nu_2 = \frac{\Sigma [f_y y^2]}{\Sigma [f_y]} = \frac{870}{299} = 2,9097$$

\* Средняя длина черепа =  $172,5 + (0,8094 \times 5) = 176,55$ .

\* Второй центральный момент  $y \pi_2 = 2,9097 - (0,8094)^2 = 2,2546$  и среднее квадратическое отклонение  $\sigma_y = \sqrt{y \pi_2} = 1,5015$  в единицах интервала.

\* Среднее квадратическое отклонение  $\sigma_y$ , умноженное на величину интервала =  $5 \times 1,5015 = 7,51$  мм.

\* Определив средние квадратические отклонения, мы тем самым получили необходимые величины для вычисления знаменателя коэффициента корреляции.

\* Для дальнейших вычислений разложим коэффициент корреляции в такой форме



$$r = \frac{\Sigma [xy]}{N \sigma_1 \sigma_2} = \frac{\Sigma [xy]}{N} \times \frac{1}{\sigma_1 \sigma_2}$$

и определим величину  $\frac{\Sigma [xy]}{N}$ . Обозначим  $\frac{\Sigma [xy]}{N}$  через  $A$  и  $\sigma_1 \sigma_2$  через  $B$ .

\* Далее перемножаем числа ряда  $x$  внизу таблицы, обведенного жирной линией, на соответствующую частоту каждой клетки горизонтального ряда веса мозга  $f_{xy}$  и сумму произведений для каждого ряда записываем сбоку в столбце  $f^1_{xy} x$ .

Для первого ряда сверху имеем

$$\begin{array}{r} 1 \times [-2] = -2 \\ 1 \times [-1] = -1 \\ \hline \text{Итого} \dots -3 \end{array}$$

\* Это число — 3 записывается, как первая сверху цифра в боковом столбце  $f^1_{xy} x$ .

Для второго ряда сверху имеем

$$\begin{array}{r} 2 \times [-2] = -4 \\ 6 \times [-1] = -6 \\ 4 \times 0 = 0 \\ 2 \times [+1] = 2 \\ \hline \text{Итого} \dots -8 \end{array}$$

\* Число — 8 представляет вторую цифру сверху в столбце  $f^1_{xy} x$ .

\* Произведя такие перемножения для всех рядов частот, суммируем числа столбца  $f^1_{xy} x$  и получаем в итоге +41.

\* Число это равняется сумме чисел в нижнем ряде  $f_x x$ , так как это последнее число получено от перемножения сумм тех же чисел, которые мы

теперь перемножали отдельно на тех же множителях. Это соответствие служит, между прочим, проверкой арифметической правильности производимых вычислений.

\* Получив таким образом произведения каждой величины ряда  $f_x$  на отклонения от условной точки переменной  $X$ , следует далее перемножить эти произведения на отклонения от условной точки переменной  $y$ . Результаты перемножений приводятся в последнем боковом столбце  $f'_{xy} xy$

$$(-3) \times (-3) = +9$$

$$(-2) \times (-8) = +16$$

$$(-1) \times (-27) = +27$$

$$0 \times (-7) = 0$$

$$(+1) \times (+4) = +4$$

$$(+2) \times (+32) = +64$$

и т. д.

\* Сумма чисел этого столбца  $\Sigma (f'_{xy} xy) = 312$  представляет произведение моментов от условных точек. Из этой величины, деленной на число наблюдений, вычитаем произведение двух первых грубых моментов ( ${}_x y_1$  и  ${}_y y_1$ ).

\* Выше мы приняли

$$r = \frac{\Sigma xy}{N \sigma_1 \sigma_2} = \frac{A}{B} \text{ и}$$

$$A = \frac{\Sigma (f'_{xy} xy)}{N} - {}_x y_1 \times {}_y y_1$$

Во взятом примере

$$A = \frac{\Sigma (f'_{xy} xy)}{N} - {}_x y_1 \times {}_y y_1 = \frac{312}{299} - (0,1371 \times 0,8094) = 1,0435 - 0,1110 = 0,9325,$$

\* Эта величина и представляет числителя коэффициента корреляции. Что касается знаменателя  $B = \sigma_1 \sigma_2$ , то при вычислении коэффициента корреляции средние квадратические отклонения следует брать в условных единицах интервала, не умножая на величину интервала.

$$B = \sigma_1 \sigma_2 = 1,18995 \times 1,5015 = 1,7867$$

и коэффициент корреляции составляет

$$r = \frac{+0,9325}{1,7867} = 0,522 \text{ с вероятной ошибкой} = \\ 0,6745 \frac{1 - (0,522)^2}{\sqrt{299}} = 0,028$$

или  $r = 0,522 \pm 0,028$

\* Полученный коэффициент корреляции (0,522) представляет положительную величину, во много раз превышает свою вероятную ошибку и сам по себе представляется умеренно высоким. Связь между длиной черепа и весом мозга, таким образом, умеренно высока.

\* Коэффициенты регрессии. Далее мы можем измерить степень изменения одной величины при соответствующем изменении другой величины. Для этого определяем так называемые коэффициенты регрессии. Обозначая эти коэффициенты через  $\sigma_1$  и  $\sigma_2$ , имеем

$$\sigma_1 = r_{12} \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$$

$$\sigma_2 = r_{12} \frac{\sigma_2}{\sigma_1}$$

где  $r_{12}$  — коэффициент корреляции между переменной

1 и переменной 2,  $\sigma_1$ —среднее квадратическое отклонение переменной 1 и  $\sigma_2$ —среднее квадратическое отклонение переменной 2.

\* Пусть в примере с весом мозга и длиной черепа значок 1 означает вес мозга или переменную  $x$  и значок 2 означает длину черепа или переменную  $y$ ,  $\bar{x}$ —отклонение средних отдельных рядов веса мозга—от общей средней веса мозга, и  $\bar{y}$ —отклонение средних отдельных рядов длины черепа от общей средней длины черепа.

$$\begin{aligned}\bar{x} &= \sigma_1 y \\ \bar{y} &= \sigma_2 x\end{aligned}$$

Во взятом примере

$$\sigma_1 = r_{12} \frac{\sigma_1}{\sigma_2} = 0,522 \frac{119,0}{7,51} = 8,272 \text{ и}$$

$$\bar{x} = 8,272 y$$

\* Следует заметить, что при вычислении коэффициента регрессии среднее квадратическое отклонение обязательно берется умноженным на величину интервала; при вычислении коэффициента корреляции, как было выше указано, величина интервала не принимается во внимание.

\*  $\bar{x}$  и  $\bar{y}$  представляют отклонения от средних веса мозга и длины черепа. Если взять не отклонения, а самые величины, т. е. средний вес мозга = 1463,71 и среднюю длину черепа = 176,55

$$\begin{aligned}\bar{x} &= (\bar{X} - 1463,7) \\ \bar{y} &= (\bar{Y} - 176,5)\end{aligned}$$

\* Следовательно, подставляя соответственные значения  $x$  и  $y$ , имеем

$$\hat{X} - 1463,7 = 8,272 (Y - 176,5);$$

$$\bar{X} = 8,272 Y - 1460,0 + 1463,7;$$

$$\bar{X} = 3,7 + 8,272 Y,$$

или вес мозга (в г) =  $3,7 + 8,272$  длина черепа (в мм)

\* Выражение это предоставляет уравнение прямой линии регрессии  $СД$  в черт. 10 и дает нам возможность по данной величине длины черепа определить соответствующую величину веса мозга. Для регрессии длины черепа по весу мозга, имеем

$$e_2 = r_{12} \frac{\sigma_2}{\sigma_1} = 0,522 \frac{7,51}{119,0} = 0,033$$

$$\bar{y} = 0,033 x$$

$$Y - 176,5 = 0,033 (X - 1463,7)$$

Или длина черепа (в мм) =  $128,2 + 0,033$  вес мозга (в г).

\* Здесь мы имеем уравнение прямой регрессии  $АВ$  в черт. 10 и по этому уравнению мы можем определить величину длины черепа по данной величине веса мозга.

\* Корреляционное отношение. При построении коэффициентов корреляции предполагается, что между величинами имеется линейная связь, т. е. что регрессия прямолинейная, и что средние отдельных рядов располагаются в пределах случайных ошибок по прямой линии. В действительности нередко связи бывают нелинейные, и соответствующие средние располагаются не по прямой, а по некоторой кривой линии. Такой нелинейный характер связи во многих случаях виден из самой корреляционной таблицы, как это представлено, например, в следующем примере (табл. 35).

\* Таблица 35. Корреляция между весом и ростом (сидя) человеческих зародышей с весом менее 400 граммов.

(Пример криволинейной зависимости).

Рост в мм	Вес в граммах										Итого
	0—39	40—79	80—119	120—159	160—199	200—239	240—279	280—319	320—359	360—399	
30—44	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5
45—59	38	—	—	—	—	—	—	—	—	—	38
60—74	62	—	—	—	—	—	—	—	—	—	62
75—89	32	17	—	—	—	—	—	—	—	—	49
90—104	—	50	8	—	—	—	—	—	—	—	58
105—119	—	3	38	8	—	—	—	—	—	—	49
120—134	—	—	4	26	13	1	—	—	—	—	44
135—149	—	—	—	3	19	16	8	3	—	—	49
150—164	—	—	—	—	1	8	23	19	5	4	60
165—179	—	—	—	—	—	1	1	8	10	17	37
180—194	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3	3
Итого	137	70	50	37	33	26	32	30	15	24	454

\* В подобных случаях нелинейной связанности, коэффициент корреляции представляет недостаточно совершенную меру тесноты связи, и здесь целесообразнее определять тесноту связи путем вычисления так называемого корреляционного отношения, обыкновенно обозначаемого греческой буквой  $\eta$ . Следует отметить, что и в случае криволинейной регрессии коэффициент корреляции не является совершенно непригодным для измерения тесноты связи между переменными, но лишь измеряет в этих случаях связь менее совершенно; для практических целей, особенно в случаях, когда регрессия не слишком значительно отстает от линейной, применение коэффициента корреляции здесь вполне допустимо. С другой стороны, определение корреляционного отношения, наряду с определением коэффициента корреляции, во многих случаях целесообразно, в целях выяснения линейного или нелинейного характера связанности величин, так как выяснить это на-глаз из корреляционной таблицы, как в приведенном примере, не всегда возможно; из сопоставления же величины коэффициента корреляции и корреляционного отношения линейный или нелинейный характер связанности выясняется, так как при нелинейной связи обе величины расходятся; при линейной связи численные значения коэффициента корреляции и корреляционного отношения совпадают. Необходимо иметь в виду, что корреляционное отношение всегда представляет величину положительную, и направление корреляции здесь определяется по расположению величин в корреляционной таблице.

\* Если по таблице 31 вычислить среднее квадратическое отклонение для отдельных средних веса мозга, соответствующих данной длине черепа (последний правый столбец таблицы), и это среднее квадратическое отклонение разделить на среднее

квадратическое отклонение ряда всех 299 измерений веса мозга, то полученная величина представляет корреляционное отношение для веса мозга по длине черепа. Если разделить среднее квадратическое отклонение отдельных средних длины черепа, соответствующих данному весу мозга (последний нижний ряд таблицы) на среднее квадратическое отклонение ряда всех 299 измерений длины черепа, то полученная величина представляет корреляционное отношение для длины черепа по весу мозга. Если обозначить через  $x$  вес мозга,  $y$  длину черепа,  $\sigma_{mx}$  среднее квадратическое отклонение средних веса мозга и  $\sigma_{my}$  среднее квадратическое отклонение средних длины черепа,  $\eta_{xy}$  корреляционное отношение для веса мозга по длине черепа и  $\eta_{yx}$  корреляционное отношение для длины черепа по весу мозга, то

$$\eta_{xy} = \frac{\sigma_{mx}}{\sigma_x}$$

$$\eta_{yx} = \frac{\sigma_{my}}{\sigma_y}$$

\* Таким образом для каждой корреляционной таблицы можно определить два корреляционных отношения.

При полной линейной связанности оба корреляционных отношения совпадают, как совпадают они в этом случае и с коэффициентом корреляции.

\* Вероятная ошибка  $\eta = 0,6745 \frac{1 - \eta^2}{\sqrt{N}}$  (приближенно).

\* Определим для примера корреляционные отношения для веса мозга и длины черепа из данных табл. 31.



\* Таблица 36. Вычисление корреляционного отношения.

Длина черепа в <i>мм</i>	Соответствующие средние веса мозга в граммах	Отклонения от общего среднего веса мозга = $\frac{1464}{x}$	$x^2$	$f_x$	$f_x x^2$
155 — 159	1300	— 164	26.896	2	53.792
160 — 164	1393	— 71	5.041	14	70.574
165 — 169	1386	— 78	6.084	42	255.528
170 — 174	1440	— 24	576	68	39.168
175 — 179	1455	— 9	81	79	6.399
180 — 184	1502	+ 38	1.444	61	88.084
185 — 189	1550	+ 86	7.396	19	140.524
190 — 194	1650	+ 186	34.596	10	345.960
195 — 199	1725	+ 261	68.121	4	272.484
				299	1.272.513

$$\sigma_{mx} = \sqrt{\frac{1.272\ 513}{299}} = \sqrt{4255,896} = 65,237$$

$$\sigma_x = 119,0 \text{ (см. стр. 180)}$$

$$\eta_{xy} = \frac{\sigma_{mx}}{\sigma_x} = \frac{65,237}{119,0} = 0,548$$

\* Полученная величина представляет корреляционное отношение для веса мозга по длине черепа.

\* В следующей таблице приводится вычисление  $\eta$  для длины черепа по весу мозга.

\* Таблица 37. Вычисление корреляционного отношения

Вес мозга в граммах	Соответствующие средние длины черепа в мм x	Отклонения от общей средней длины черепа == 176,5 мм y	y <sup>2</sup>	f <sub>y</sub>	y y <sup>2</sup>
1.000 — 1.099	167,5	— 9,0	81,00	1	81,00
1.100 — 1.199	—	—	—	—	—
1.200 — 1.299	169,6	— 6,9	47,61	21	999,81
1.300 — 1.399	173,8	— 2,7	7,29	66	481,14
1.400 — 1.499	175,0	— 1,5	2,25	101	227,25
1.500 — 1.599	179,7	+ 3,2	10,24	77	788,48
1.600 — 1.699	182,1	+ 5,6	31,36	25	784,00
1.700 — 1.799	187,5	+ 11,0	121,00	6	726,00
1.800 — 1.899	197,5	+ 21,0	441,00	2	882,00
				299	4939,68

$$\sigma_{my} = \sqrt{\frac{4969,68}{299}} = \sqrt{16,621} = 4,077$$

$$\sigma_y = 7,51 \text{ (см. стр. 180).}$$

$$r_{yx} = \frac{\sigma_{my}}{\sigma_y} = \frac{4,077}{7,51} = 0,543$$

\* Оба корреляционных отношения таким образом почти одинаковы (0,543 и 0,543). Вместе с тем они несколько отличаются от коэффициента корреляции, составляющего 0,522, что может указывать на нелинейный характер связи во взятом примере.

\* Для заключения о том, действительно ли существенны отмеченные отличия, и действительно ли они указывают на нелинейную связь, определяется вероятная ошибка разности

возведенного в квадрат корреляционного отношения и возведенного в квадрат коэффициента корреляции ( $\eta^2 - r^2$ ). Вероятная ошибка этой разности определяется по формуле: вер. ош.

$$(\eta^2 - r^2) = 2 \frac{0,6745}{\sqrt{N}} \cdot \sqrt{\eta^2 - r^2} \cdot \sqrt{(1 - \eta^2)^2 - (1 - r^2)^2 + 1}$$

\* В приведенном примере имеем, беря  $\eta = 0,548$ ,  $\eta^2 - r^2 = 0,548^2 - 0,522^2 = 0,0278$ .

$$\begin{aligned} \text{* Вероятная ошибка} &= 2 \frac{0,6745}{\sqrt{299}} \cdot \sqrt{0,548^2 - 0,522^2} \cdot \\ &\sqrt{(1 - 0,548^2)^2 - (1 - 0,522^2)^2 + 1} \\ &= 0,0780 \cdot \sqrt{0,3003 - 0,2725} \cdot \sqrt{(0,6997)^2 - (0,7275)^2 + 1} \\ &= 0,0780 \times 0,1667 \cdot \sqrt{0,9603} \\ &= 0,0780 \times 0,1667 \times 0,9799 \\ &= 0,013 \end{aligned}$$

\* Разность  $\eta^2 - r^2 = 0,0278$  превышает вероятную ошибку 0,013 всего в 2 раза. Поэтому нельзя с определенностью утверждать, что связь в данном случае нелинейная.

\* В тех случаях, когда  $\eta^2 - r^2$  мало сравнительно с  $r$  или  $\eta$  и  $r$  сами малы, проще определять линейность связи пользуясь следующими соотношениями: в случае линейной связи:

$$\frac{\sqrt{N}}{0,6745} \times \frac{1}{2} \sqrt{\eta^2 - r^2} < 2,5$$

или  $N(\eta^2 - r^2) < 11,37$

\* Во взятом примере  $\eta^2 - r^2 = 0,0278$  и очень мало сравнительно с  $r = 0,522$ . Можно поэтому применить указанный способ:

$$\frac{\sqrt{299}}{0,6745} \times \frac{1}{2} \sqrt{0,548^2 - 0,522^2} = 25,635 \times 0,08335 = 2,14$$

$2,14 < 2,5$

$$\text{или } N(\eta^2 - r^2) = 299(0,548^2 - 0,522^2) = 8,31$$

$8,31 < 11,37$

\* Таким образом связь между весом мозга и длиной черепа во взятом примере можно считать линейной.

\* Ложная корреляция. В демографической и санитарной статистике часто приходится определять корреляцию между различными коэффициентами (смертности и рождаемости, смертности от

различных причин и т. п.) или показателями (физического развития и т. п.). В этих случаях может иногда получиться так называемая ложная корреляция, в связи с тем, что в парные члены ряда входит общий делитель. Желая, например, узнать, существует ли, и как велика корреляция между рождаемостью и смертностью в территориальном отношении, мы вычисляем коэффициент корреляции между коэффициентами рождаемости и смертности, существующими в отдельных губерниях, уездах, волостях и т. п. Так как коэффициенты рождаемости и смертности для одной и той же территориальной единицы получаются путем деления числа родившихся и умерших на одно и то же число населения, то соответствующие парные члены ряда имеют общего делителя.

\* Предположим, что мы имеем такие ряды величин:

x	y	Число комбинаций данной величины x с данной величиной y f(xy)
40	30	8
20	30	2
30	30	4
50	30	4
60	30	2
30	40	2
40	40	4
50	40	2
40	50	2
30	20	2
40	20	4
50	20	2
40	10	2
		<hr/> 40

\* Если построить из этих данных корреляционную таблицу, то она имеет такой вид:

		X				
		20	30	40	50	60
y	10			2		
	20		2	4	2	
	30	2	4	8	4	2
	40		2	4	2	
	50			2		

\* Из таблицы видно полное отсутствие корреляции между  $x$  и  $y$ . Коэффициент корреляции в данном случае  $= 0$ .

\* Предположим, однако, что мы разделили каждую пару членов обоих рядов на какие-нибудь одинаковые числа, например, таким образом:

Делители	X	Y	f(x y)	Новые X	Новые Y
10	40	30	8	4	3
5	20	30	2	4	6
6	30	30	4	5	5
10	50	30	4	5	3
6	60	30	2	10	5
10	30	40	2	3	4
20	40	40	4	2	2
5	50	40	2	10	8
10	40	50	2	4	5
5	30	20	2	6	4
20	40	20	4	2	1
5	50	20	2	10	4
10	40	10	2	4	1
			40		

\* Построенная из этих данных корреляционная таблица представляется в следующем виде:

		X								
		2	3	4	5	6	7	8	9	10
Y	1	4		2						
	2	4								
	3			8	4					
	4		2			2				2
	5			2	4					2
	6			2						
	7									
	8									2

\* Здесь усматривается значительная корреляция между  $x$  и  $y$ . Коэффициент корреляции  $= 0,66$ . Вместе с тем очевидно, что корреляция эта является исключительно результатом наличия общих делителей, так как сами первоначальные величины  $x$  и  $y$  не коррелируют между собою, равно не коррелируют они со взятыми делителями.

\* Поэтому при определении корреляции между различными коэффициентами и относительными числами при наличии общих делителей рекомендуется вычислять так называемые частичные коэффициенты корреляции, при построении которых влияние общих делителей можно устранить.

\* Частичные коэффициенты корреляции. В очень многих случаях статистического

анализа представляется важным и существенным определить степень связи между двумя явлениями, независимо от связанности этих явлений с третьим явлением. Мы нашли, например, значительную связь между помесечными колебаниями заболеваемости гриппом и пневмонией и в то же время нашли связь между помесечной заболеваемостью пневмонией и температурой воздуха. Очевидно, желательно узнать, в какой мере связь между гриппом и пневмонией является прямой и непосредственной, и насколько она является отраженной, представляя результат влияния температуры воздуха на заболеваемость и гриппом и пневмонией. Определить такую чистую связь двух явлений, независимо от третьего явления, выявить чистое влияние одного фактора—возможно путем вычисления так называемых частичных коэффициентов корреляции. При этом влияние третьего общего для двух явлений фактора принимается как бы постоянным и тем устраняется, элиминируется. При вычислении, например, частичного коэффициента корреляции между помесечной заболеваемостью гриппом и пневмонией, устраняя влияние помесечных температурных колебаний и принимая температуру постоянной, мы тем самым определяем величину связи между гриппом и пневмонией, как бы в условиях, что температура воздуха во все месяцы года одинакова. Путем частичных коэффициентов корреляции можно устранить влияние на тесноту связи двух явлений не только одного какого-либо фактора, но, теоретически, любого их числа. Однако, хотя техника вычисления частичных коэффициентов сама по себе проста, вычисления при большом количестве элиминируемых переменных становятся весьма кропотливыми и требуют значительного количества времени.

\* Если обозначить явление  $A$  через 1, явление  $B$  через 2, явление  $B$  через 3, коэффициент корреляции между  $A$  и  $B$  через  $r_{12}$ , коэффициент корреляции между  $A$  и  $B$  через  $r_{13}$  и коэффициент корреляции между  $B$  и  $B$   $r_{23}$ , то частичные коэффициенты корреляции между отдельными переменными обыкновенно обозначаются следующим образом: частичный коэффициент корреляции между  $A$  и  $B$ , принимая  $B$  постоянным,  $=_3 r_{12}$ ; частичный коэффициент между  $A$  и  $B$ , при постоянном  $B$ ,  $=_2 r_{13}$ ; частичный коэффициент между  $B$  и  $B$  при постоянном  $A$ ,  $=_1 r_{23}$ . Таким образом, устраняемое явление, принимаемое постоянным, обозначается слева от  $r$ , явления же, связь между которыми мы определяем, — справа от  $r$ . Такая же система обозначения практикуется и при устранении влияния нескольких факторов; все они обозначаются слева от  $r$ . Следует еще заметить, что обыкновенные простые коэффициенты корреляции, в противоположность частичным коэффициентам, носят название «полных» коэффициентов корреляции.

\* Если мы обозначим, например, через 1 месячные числа умерших от гриппа в Ленинграде в 1917—1926 гг., через 2 месячные числа умерших от пневмонии и через 3 среднюю ежемесячную температуру воздуха, то  $_3 r_{12}$  обозначает частичный коэффициент корреляции между месячными колебаниями гриппа и пневмонии, принимая температуру постоянной,  $_1 r_{23}$  коэффициент корреляции между пневмонией и температурой, при устранении влияния месячных колебаний гриппа;  $_2 r_{13}$  коэффициент корреляции между гриппом и температурой при устранении влияния месячных колебаний пневмонии.

\* Для вычисления частичных коэффициентов корреляции пользуются следующими формулами. При 3 переменных коэффициент равняется:



$${}_3 r_{12} = \frac{r_{12} - r_{13} \cdot r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{13}^2)(1 - r_{23}^2)}};$$

при 4 переменных коэффициент равняется

$${}_{34} r_{12} = \frac{{}_3 r_{12} - {}_3 r_{14} \cdot {}_3 r_{24}}{\sqrt{(1 - {}_3 r_{14}^2)(1 - {}_3 r_{24}^2)}};$$

при 5 переменных

$${}_{345} r_{12} = \frac{{}_{34} r_{12} - {}_{34} r_{15} \cdot {}_{34} r_{25}}{\sqrt{(1 - {}_{34} r_{15}^2)(1 - {}_{34} r_{25}^2)}};$$

и в общей форме

$${}_{34 \dots n} r_{12} = \frac{{}_{34 \dots n-1} r_{12} - {}_{34 \dots n-1} r_{1n} \cdot {}_{34 \dots n-1} r_{2n}}{\sqrt{(1 - {}_{34 \dots n-1} r_{1n}^2)(1 - {}_{34 \dots n-1} r_{2n}^2)}}.$$

Приводим несколько цифровых примеров. По данным для Ленинграда за 1917—1926 гг. полный коэффициент корреляции между ежемесячными числами умерших от гриппа (1) и ежемесячными числами умерших от пневмонии (2) составляет 0,794; полный коэффициент корреляции между ежемесячными числами умерших от гриппа (1) и средней ежемесячной температурой (3) составляет —0,234; полный коэффициент корреляции между ежемесячными числами умерших от пневмонии (2) и ежемесячной температурой (3) составляет —0,268. Таким образом:

$$r_{12} = +0,794$$

$$r_{13} = -0,234$$

$$r_{23} = -0,268$$

\* Частичный коэффициент корреляции между числами умерших от гриппа и пневмонии при

устранении влияния температурных колебаний составляет:

$$\begin{aligned} {}^3r_{12} &= \frac{0,794 - (-0,234 \times -0,268)}{\sqrt{[1 - (-0,234)^2] [1 - (-0,268)^2]}} = \\ &= \frac{0,794 - 0,063}{\sqrt{0,945 \cdot 0,928}} = \frac{0,731}{0,937} = 0,781. \end{aligned}$$

\* Частичный коэффициент корреляции в данном случае почти не изменился по сравнению с полным коэффициентом (0,794). Это указывает, что параллелизм и связь помесечных колебаний гриппа и пневмонии почти не зависят от влияния в этом отношении колебаний температуры воздуха, но обуславливаются другими причинами, — общностью возбудителей обеих болезней или тем, что грипп часто осложняется пневмонией и т. п.

Возьмем другой пример. По данным измерений железнодорожных рабочих службы тяги<sup>1</sup> полный коэффициент корреляции между весом тела рабочих и окружностью груди = 0,684; между ростом и весом = 0,529 и между ростом и окружностью груди = 0,342. Обозначая вес через 1, окружность груди через 2 и рост через 3, имеем

$$r_{12} = 0,684$$

$$r_{13} = 0,529$$

$$r_{23} = 0,342$$

\* Частичные коэффициенты корреляции составляют

$$\begin{aligned} {}^3r_{12} &= \frac{0,684 - (0,529 \cdot 0,342)}{\sqrt{(1 - 0,529^2)(1 - 0,342^2)}} = \frac{0,684 - 0,181}{0,849 \cdot 0,940} = \\ &= \frac{0,503}{0,798} = 0,631 \end{aligned}$$

<sup>1</sup> Данные для построений взяты у Л. С. Каминского. Быт и здоровье железнодорожного рабочего. Ленинград, 1926 г.

$${}^2r_{13} = \frac{0,529 - (0,684 \cdot 0,342)}{\sqrt{(1 - 0,684^2)(1 - 0,342^2)}} = 0,431$$

$${}^1r_{23} = \frac{0,342 - (0,684 \cdot 0,529)}{\sqrt{(1 - 0,684^2)(1 - 0,529^2)}} = -0,032$$

\* Сопоставления эти показывают, что наибольшая связь в приведенных измерениях обнаруживается для веса и окружности груди, при чем связь эта почти не зависит от роста; иными словами, и при одинаковом росте измеренных вес и окружность груди увеличивались бы в значительной мере параллельно. Менее тесна связь между весом и ростом, при чем теснота связи еще уменьшается, если устранить общее влияние на вес и рост величины окружности груди; если бы взять лиц с одинаковой окружностью груди, то параллелизм между ростом и весом был бы выражен еще меньше, чем среди лиц с разной окружностью груди. Наконец, параллелизм между ростом и окружностью груди очень не велик, при чем и эта небольшая связь всецело обуславливается общим влиянием веса тела, увеличение которого идет параллельно увеличению и роста, и окружности груди. Если устранить влияние веса тела, то на измеренном материале не имеется никакой связи между ростом и окружностью груди, — иными словами, если бы взять лиц одинакового веса тела, то у них вовсе не обнаружилось бы параллелизма между ростом и окружностью груди. Эти, свойственные данным измерениям, характерные особенности не подлежат, конечно, обобщениям.

\* Обращаясь к затронутому выше вопросу о возможности получения ложной корреляции при относительных числах с общим делителем в каждой паре соответствующих измерений и о применении здесь частичных коэффициентов корреляции,

предположим, что мы желаем измерить тесноту связи или степень параллелизма между рождаемостью и смертностью в различных территориальных единицах (уездах, городах, волостях и т. п.). Обозначим абсолютное число умерших через *ум.*, число родившихся через *род.* и число населения через *нас.* Полный коэффициент корреляции между коэффициентами рождаемости и смертности можно тогда обозначить через  $r$

$$r = \frac{\frac{\text{род.}}{\text{нас.}}}{\frac{\text{ум.}}{\text{нас.}}}$$

В каждой паре

соответствующих измерений (рождаемость и смертность в каждом данном уезде или городе) делитель здесь одинаков (одно и то же количество населения). Чтобы избежать возможности получения ложной корреляции, можно поэтому вычислять в этих случаях не полные, а частичные коэффициенты корреляции, устраняя влияние количества населения. Частичные коэффициенты при этом можно вычислять или в форме  $r_{\text{нас.}} = \frac{\text{род. ум.}}{\text{нас.}}$ , т. е. беря просто абсолютные числа, или в форме  $r_{\text{нас.}} = \frac{\frac{\text{род.}}{\text{нас.}}}{\frac{\text{ум.}}{\text{нас.}}}$ . Опыт показывает, что при больших

числах наблюдений, где изменчивость величин не особенно велика, разница результатов при обоих способах получается незначительная, и в сущности безразлично, каким способом пользоваться. При коротких, сильно изменчивых рядах может получиться значительная разница результатов при обоих способах; в этом случае целесообразнее пользоваться формулой  $r_{\text{нас.}} = \frac{\frac{\text{род.}}{\text{нас.}}}{\frac{\text{ум.}}{\text{нас.}}}$ . Наконец,

следует отметить, что для приближенных целей можно с осторожностью пользоваться, несмотря на общих делителей, и полными коэффициентами корреляции, т. е.  $r = \frac{\frac{\text{род.}}{\text{нас.}}}{\frac{\text{ум.}}{\text{нас.}}}$  в связи с тем, что зна-

чения  $r_{\text{нас.}} = \frac{\text{род. ум.}}{\text{нас.}}$  и  $r_{\text{нас.}} = \frac{\text{ум.}}{\text{нас.}}$  обыкновенно невелики.

Однако, здесь всегда целесообразно проверить результаты, полученные на основании полных коэффициентов корреляции, частичными коэффициентами в той или в другой указанной выше форме.

\* Применяя частичные коэффициенты корреляции, необходимо иметь в виду, что удовлетворительные результаты здесь получаются только при линейной, или близкой к линейной, связанности величин, для которых определялись полные коэффициенты корреляции, легшие в основу вычислений частичных коэффициентов. Поэтому прежде, чем приступить к исследованию на основании частичных коэффициентов, необходимо убедиться в линейном или во всяком случае близком к линейному характеру связи изучаемых явлений, путем указанных выше приемов сопоставления полных коэффициентов корреляции и корреляционных отношений.

\* Вероятная ошибка частичного коэффициента корреляции определяется так же, как и для полного

коэффициента по формуле  $0,6745 \frac{1-r^2}{\sqrt{N}}$ .

\* Корреляция рангов. Для измерения степени параллелизма изменений чисел в сопоставляемых рядах можно также пользоваться сравнением порядковых мест занимаемых в двух рядах соответствующими величинами. Члены обоих рядов нумеруются в нисходящем порядке по величине; затем один ряд располагают в порядке восходящих номеров и против каждого порядкового номера этого ряда помещают соответствующий порядковый номер другого ряда. Степень соответствия порядковых номеров или степень параллелизма

измеряется посредством показателя  $\rho$ , который составляет

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d^2}{n(n^2 - 1)},$$

где  $d$  разность между порядковыми номерами соответствующих парных членов ряда,  $n$  число наблюдений (число парных членов ряда).

\* При полном прямом параллелизме  $\rho = +1$ ; при полном обратном параллелизме  $\rho = -1$  и при полном отсутствии параллелизма он обращается в 0.

\* Способ этот применяется особенно в случаях, когда идет дело не о количественных, а о качественных признаках различной интенсивности, обозначаемых условными порядковыми цифрами, как, например, при распределении учащихся в порядке их успехов в различных предметах, при различных экспериментально-психологических исследованиях и т. п. Применять этот способ целесообразно при коротких рядах и там, где имеющиеся количественные данные носят приближенный характер, отражая лишь общий порядок следования величин. При достаточно точных измерениях, целесообразнее пользоваться для измерения степени параллелизма коэффициентом корреляции, так как показатель рангов  $\rho$  представляет лишь весьма приближенную меру корреляции. Показатель рангов может указывать на полный параллелизм, хотя в действительности корреляция может быть далека от полной, как, например, при таких 2 рядах величин.

60	50	40	30	20
100	99	98	3	1

\* В качестве примера приводим вычисление показателя  $\rho$  по данным о болезненности разных групп железнодорожных рабочих службы тяги в сопоставлении со средней ручной силой<sup>1</sup>. Данные о болезненности не представляют, понятно, точных измерений, а дают лишь приближенную общую картину тех патологических отклонений, которые были найдены при обследовании. Поэтому здесь для определения степени параллелизма между болезненностью и ручной силой уместно применение показателя  $\rho$ .

Располагая группы рабочих в порядке по болезненности с указанием соответствующего порядкового номера по ручной силе, получаем следующую таблицу: (См. табл. 37 на стр. 204).

$$\begin{aligned} \rho &= 1 - \frac{6 \sum d^2}{n(n^2-1)} = 1 - \frac{6 \times 860}{15(15^2-1)} = 1 - \frac{5160}{15 \times 224} = \\ &= 1 - \frac{5160}{3360} = - \frac{1800}{3360} = - 0,536 \end{aligned}$$

\* Полученный довольно высокий отрицательный показатель  $\rho$  свидетельствует о значительном обратном параллелизме между обнаруженной болезненностью обследованных рабочих и их ручной силой.

\* Приводим другой пример на данных о заболеваемости сыпным тифом в 27 губерниях РСФСР в 1913 и в 1925 гг.<sup>2</sup>. Для измерения степени параллелизма в пораженности отдельных губерний сыпным тифом в 1913 и 1925 гг. здесь также целесообразно применение показателя  $\rho$ , так как

<sup>1</sup> Данные взяты у Л. С. Каминского. *Op. cit.*

<sup>2</sup> Данные взяты у И. А. Добрейцера. «Гигиена и эпидемиология» 1926 г., № 11.

\* Таблица 37. Теснота связи между болезненностью и ручной силой у жел.-дор. рабочих службы тяги.

(Пример корреляции рангов).

	Порядковый номер		Разность порядковых номеров $d$	$d^2$
	По болезнени.	По ручн. силе		
1) Маляры . . . . .	1	15	14	196
2) Токари по металлу . . . .	2	14	12	144
3) Чернорабочие . . . . .	3	13	10	100
4) Машинисты постоянн. машин.	4	12	8	64
5) Машинисты паровозные . .	5	2	3	9
6) Кузнецы и молотобойцы . .	6	4	2	4
7) Литейщики . . . . .	7	9	2	4
8) Слесаря . . . . .	8	8	0	0
9) Кочегары паровозные . . .	9	5	4	16
10) Осмотрщики вагонов . . .	10	6	4	16
11) Столяры и плотники . . .	11	7	4	16
12) Проч. квалифиц. рабочие .	12	11	1	1
13) Помощники машинистов . .	13	1	12	144
14) Проводники . . . . .	14	3	11	121
15) Котельщики . . . . .	15	10	5	25
	—	—	—	860

коэффициенты заболеваемости по отдельным губерниям носят весьма приближенный характер, приближенно отражая лишь общий порядок следования отдельных губерний по пораженности сыпным тифом.



\*Табл. 39. Теснота связи между заболеваемостью сыпным тифом в 27 губерниях РСФСР в 1913 и 1925 гг.

(Пример корреляции рангов).

Губернии	На 10.000 жителей зарегистрировано больных сыпным тифом		Порядковый номер по заболеваемости		Разность порядковых номеров $d$	$d^2$
	1925 г.	1913 г.	1925 г.	1913 г.		
1. Иркутская . . .	14,8	6,2	1	10	9	81
2. Псковская . . .	13,7	1,3	2	21	19	361
3. Нижегородская	13,5	3,9	3	14	11	121
4. Смоленская . .	12,8	16,8	4	4	0	0
5. Вятская . . . .	11,8	6,3	5	9	4	16
6. Архангельская	11,6	0,2	7	25,5	18,5	342,25
7. Калужская . . .	11,6	6,9	7	8	1	1
8. Симбирская . .	11,6	5,5	7	12,5	5,5	30,25
9. Забайкальская.	10,8	1,0	9	22	13	169
10. Рязанская . . .	9,0	14,8	10	6	4	16
11. Тульская . . . .	8,6	23,9	11,5	2	9,5	90,25
12. Енисейская . .	8,6	0,9	11,5	23	11,5	132,25
13. Тамбовская . .	7,8	33,2	13	1	12	144
14. Орловская . . .	7,7	22,6	14	3	11	121
15. Тверская . . . .	7,5	1,6	15,5	19	3,5	12,25
16. Уральская . . .	7,5	15,6	15,5	5	10,5	110,25
17. Новгородская.	7,4	0,6	17	24	7	49
18. Вологодская . .	7,1	2,2	18	16	2	4
19. Ярославская . .	6,4	1,5	19,5	20	0,5	0,25
20. Пензенская . . .	6,4	5,5	19,5	12,5	7	49
21. Астраханская.	6,0	1,7	21	18	3	9
22. Самарская . . .	5,5	2,9	22	15	7	49
23. Томская . . . .	5,3	2,1	23	17	6	36
24. Саратовская . .	4,6	8,4	24	7	17	289
25. Амурская . . . .	4,4	0,2	25	25,5	0,5	0,25
26. Владимирская.	4,2	0,1	26	27	1	1
27. Курская . . . .	4,1	5,6	27	11	16	256
	—	—	—	—	—	2490

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 2490}{27(27^2 - 1)} = 1 - \frac{14940}{19656} = \frac{4716}{19656} = 0,24$$

\* Полученный низкий положительный показатель указывает на весьма слабую степень параллелизма в территориальном распределении сыпного тифа в 1913 г. и 1925 г.

\* В приведенном примере при нумерации отдельных губерний встретились губернии с одинаковой величиной заболеваемости. В таких случаях можно для порядковой нумерации поступать двояким образом: 1) обозначать одинаковые величины одинаковым порядковым номером, следующим за порядковым номером предыдущей величины, с тем, чтобы следующая после одинаковых величин величина нумеровалась числом, которым она должна нумероваться по фактическому порядку следования; 2) обозначать одинаковые величины одинаковым порядковым номером, представляющим среднюю из очередных порядковых номеров по фактическому порядку следования.

\* В примере с сыпным тифом применен этот второй способ. Следующая табличка иллюстрирует оба способа.

\* Табл. 40. Порядок нумерации при одинаковых величинах.

Номер по порядку	Величины	Порядковые номера	
		1-й способ	2-й способ
1.	75 . . . . .	1	1
2.	80 . . . . .	2	2
3.	85 . . . . .	3	4
4.	85 . . . . .	3	4
5.	85 . . . . .	3	4
6.	90 . . . . .	6	6,5
7.	90 . . . . .	6	6,5
8.	95 . . . . .	8	8

## ГЛАВА ПЯТАЯ.

### ГРАФИЧЕСКИЕ ИЗОБРАЖЕНИЯ.

Роль графических изображений в статистике. Статистические данные представляют собою цифровое выражение известных явлений. При малом количестве исследуемых фактов отсутствует вообще необходимость в цифровом их выражении. С увеличением этого количества возникает надобность в объединении фактов в совокупности и подсчете входящих в совокупность единиц. Подобно этому усложненность цифровых материалов, их малая обозримость вызывает необходимость в переводе цифр в графические изображения. Но и в тех случаях, когда цифры невелики и сравнительно несложны, применение графических изображений облегчает ориентацию в цифровом материале и его усвоение. Неправильно, конечно, полагать, что все статистические данные следует по возможности облекать в графическую форму. Не надо забывать, что очень много людей не в состоянии разобраться в сложной диаграмме. С другой стороны, неправилен и, надо полагать, не нуждается в опровержении взгляд на диаграммы, как на своего рода тягостную повинность, которую надо отбыть.

Графические изображения в статистике могут иметь двоякого рода назначение. Графические изображения могут, во-первых, служить целям научного анализа статистического материала. Графические изображения являются, во-вторых, основным приемом популяризации статистических данных в широких кругах населения. Ясно, что подход к построению диаграмм исследовательского и популярного характера должен быть очень различным.

В научном исследовании анализ связей и отношений различных групп явлений, представленных в числах, может быть часто облегчен перенесением данных из таблиц в различного рода графические изображения. На клетчатой бумаге можно интерполировать величины, можно обобщать направление неправильных рядов, продолжать кривые за пределы имеющегося материала, сопоставлять различные кривые между собою.

Применение диаграмм для целей популяризации статистических данных получило за последнее время широкое развитие. Главная цель таких диаграмм — это привлечь внимание к цифрам, при чем, конечно, в диаграммах даются в виде графических изображений только основные итоги, с опущением деталей, которые все равно не удержатся в памяти зрителя. Диаграммы находят приложение в самых разнообразных сферах жизни и знания: на выставках, в музеях, в отчетах, научных и популярных статьях, в объявлениях, даже в кинофильмах.

Технически построение диаграммы сводится к производству некоторых математических вычислений (перевод цифр на язык геометрических построений) и к нанесению этих построений тем или иным способом на бумагу или картон. Надо, однако, уметь выбрать не только цифры, подлежащие

графическому изображению, но и тот вид графического изображения, который наиболее соответствует данным цифрам и данному заданию.

Виды графических изображений. Слово «диаграмма» употребляется часто, как синоним всех вообще графических изображений, которые применяются в статистике. В более тесном смысле диаграммы являются основным видом графических изображений, которые делятся на диаграммы и картограммы; особым видом графических изображений являются еще картодиаграммы, т.е. диаграммы, построенные на географических картах.

Можно установить следующую схему графических изображений:

1. Графические изображения, имеющие один масштаб (шкалу), точнее — изображения первого измерения.

2. Изображения с двумя масштабами, из которых один наносится на вертикальной шкале, а другой — на горизонтальной. Тогда мы имеем геометрические фигуры второго измерения (плоскости).

3. Графические изображения, имеющие три масштаба и, соответственно, геометрические фигуры третьего измерения (тела), обычно трудно поддающиеся наглядному нанесению на бумагу.

Из числа различных диаграмм, могущих быть построенными по одному из указанных типов, следует особо упомянуть диаграммы, представляющие распределение какой-либо одной величины на составные части (например, круг, представляющий собою общее число умерших в данном городе за год, при чем отдельные сектора этого круга пропорционально представляют число умерших от той или иной болезни).

Диаграммы могут, разумеется, иметь самый различный внешний вид, не только геометрических

фигур, но и разнообразных условных изображений—людей, животных, предметов. Такие диаграммы служат, естественно, только для целей наглядности.

Картограмма представляет собою специальный вид диаграммы, имеющий два масштаба, при чем одним масштабом является определенная поверхность (территория) на карте, а другим—различная раскраска или штриховка отдельных частей этой территории. Отметим также диаграммы, строящиеся на специальных «неправильных» шкалах; имеются логарифмические шкалы, шкалы вероятностей и др.

При построении диаграмм иногда пользуются двумя шкалами для одного измерения. Такие диаграммы применяются преимущественно в целях научного исследования.

Наглядность диаграмм. Необходимо, чтобы при восприятии диаграммы наш глаз мог быстро и правильно охватить размеры и соотношения нанесенных на диаграмму фигур. Необходимо считаться со способностью зрителя быстро разбираться в таких элементах, как:

1) расстояния—например, различных точек от какой-либо основной линии, или тех же точек от какой-либо другой точки или оси;

2) площади, при сопоставлении размеров подобных фигур между собою, как, например, кругов, квадратов, прямоугольников, а также и неправильных фигур;

3) объемы сопоставляемых кубов, цилиндров, шаров, а иногда и неправильных тел;

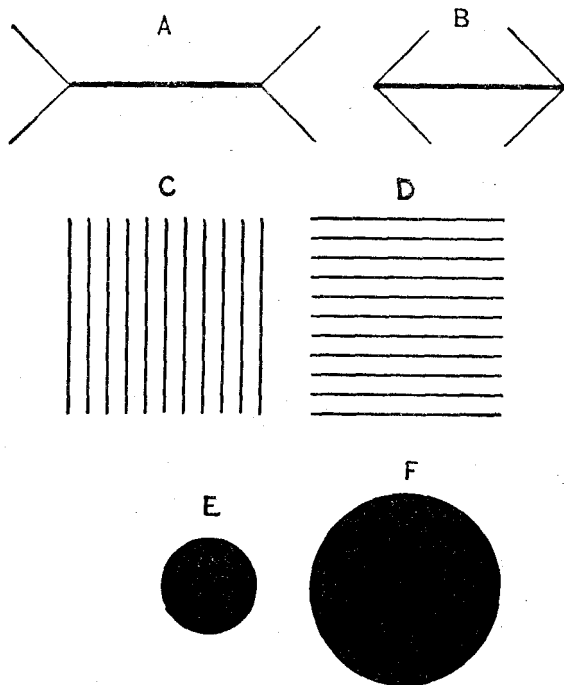
4) отношения, как, например, относительная длина параллельных линий, площадей или объемов, схожих по своей форме;

5) наклон различных линий к какой-либо одной основной линии;

6) углы, показывающие в градусах определенные статистические величины;

7) разные цвета и оттенки одной и той же краски в условных обозначениях и картограммах.

Графические обманы зрения. При построении диаграмм следует считаться с возмож-



Черт. 11. Оптические иллюзии

ностью так называемого оптического обмана. Шесть примеров обмана зрения даны на черт. 11.

На приведенном чертеже линия *A* кажется глазу длиннее линии *B*; в действительности, обе линии равны. Заштрихованная поверхность *D* представляется нам выше, чем поверхность *C*, которая, однако, имеет ту же высоту. Не без влияния на правильность восприятия диаграмм остается и астигматизм. Все эти моменты должны быть по возможности учтены при выработке диаграмм, предназначенных для демонстрирования.

Имеются, однако, и более существенные источники ошибок и неправильностей восприятия диаграмм.

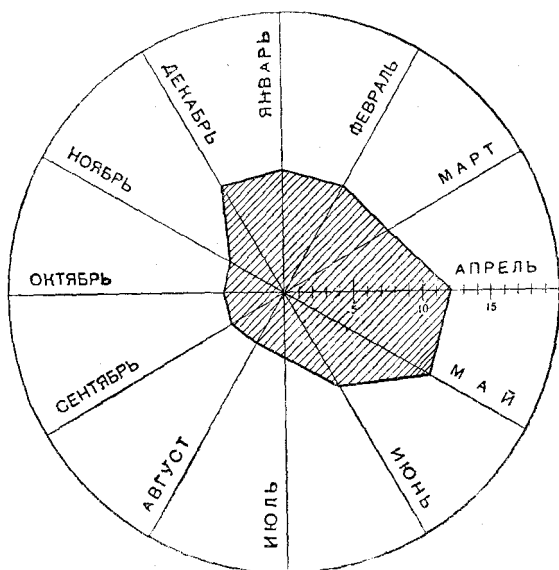
Так, например, в условных изображениях часто встречаются рисунки нескольких предметов или людей различной высоты; при этом имеется в виду сопоставить только их высоту, например, сопоставление двух людей разного роста, из которых каждый представляет число умерших от какой-либо определенной болезни. Если числа умерших от этих болезней относятся как 2:1, то, естественно, рост (высота) первой фигуры будет вдвое больше, чем высота второй. Однако, впечатление зрителя от таких фигур определится не только их высотой, но площадью всей фигуры. А ширина большей фигуры невольно будет взята большая, чем у фигуры меньшей. В результате получится графическое преувеличение численного значения явления, представленного большей фигурой.

Эта ошибка довольно распространена и сводится к тому, что, производя расчет диаграммы по одному измерению (высота фигуры), не принимается во внимание другое измерение (ширина), которое автоматически изменяется в зависимости от первого.

На черт. 11 положение это иллюстрируется двумя кругами *E* и *F*. Диаметры кругов относятся



как 1:2, однако, круг  $F$  кажется (и вполне правильно) более чем в 2 раза значительнее по площади, нежели круг  $E$ . При конструировании диаграммы было упущено из виду, что площади кругов относятся не как длины радиусов, а как



Черт. 12. Круговая диаграмма на системе полярных координат

квадраты радиусов (формула площади круга  $= \pi r^2$ ). Поэтому радиус круга  $F$ , если числа, взятые для диаграммы, относятся как 1:2, надо было принять равным квадратному корню из 2 (т.-е. 1,4).

Сходное положение получается и при пользовании методом полярных координат (особый вид

круговых диаграмм). Этот вид диаграмм часто применяется для графического изображения явлений, происходящих как бы в пределах замкнутого круга (например, помесечное распределение заболеваний, зарегистрированных в течение года). На черт. 12 дан пример такой диаграммы, в которой представлены помесечные относительные числа заболеваний определенной болезнью на 1.000 населения. Размер отрезка радиуса (расстояние от центра до соответствующей точки) прямо пропорционален высоте коэффициента. Глаз, однако, охватывает не только линию радиуса, но и заштрихованную поверхность, вследствие чего диаграмма воспринимается не как линейная, а как плоскостная. Поэтому коэффициенты заболеваемости за апрель и май, которые в действительности лишь в 3 раза более соответствующих цифр за август и сентябрь, кажутся на чертеже превышающими их в большее число раз.

Составные части диаграммы. Каждая диаграмма, исключая разве лишь самые простые, должна иметь прежде всего заголовок. Далее в состав диаграммы входят: одна (или более) шкал (масштабов), ясно обозначенных на чертеже; клетчатая сетка или система координат; точки, линии, площади, представляющие определенные цифры, отмеченные и на самом чертеже; необходимые пояснительные или дополнительные примечания. Как правило, следует стремиться к тому, чтобы диаграмма была понятна сама по себе, без каких-либо сопроводительных указаний и пояснений.

Рекомендуется выносить заголовок диаграммы за пределы сети координат, что дает возможность отдельного от диаграммы изготовления заголовка

(важно при печатании диаграмм). При этом, однако, может случиться, что типографский шрифт окажется непропорционально мелким по сравнению со всей диаграммой. Если заголовок помещен так, что он пересекается какими-либо линиями, входящими в состав диаграммы, то эти линии необходимо прерывать. Требование это трудно осуществимо, когда диаграмма наносится на печатную (литографированную) сетку. В этих случаях можно сделать надпись на полоске бумаги, которая затем прикрепляется над нанесенной на диаграмме сеткой. Когда мы имеем дело не с бумагой, а с разлинованным полотном, можно удалить излишние линии, препятствующие помещению надписи, применением ксилола или газolina.

Заголовок диаграммы не должен включать слово «диаграмма», точно так же как заголовок таблицы может обойтись без слова «таблица». Достаточно и вполне понятно, если соответственная диаграмма озаглавлена, например, просто «брачность, рождаемость, смертность и естественный прирост населения Ленинграда за 1913—1926 гг.», а не «диаграмма, представляющая брачность и т. д.».

Размер и форма диаграммы в значительной мере зависят от выбранного масштаба. При подготовке диаграмм для печати приходится, понятно, считаться с типографскими требованиями.

Когда изготавливаемая диаграмма предназначается для помещения в тексте, печатаемом на машинке (например, в отчете), то размер ее, понятно ограничивается форматом листа, на котором печатается текст. Самый чертеж не должен, конечно, занимать весь лист, так как необходимо оставить поля и место для прикрепления диаграммы. Иногда применяются, впрочем, вкладные диаграммы и большого формата; их приходится в таких случаях складывать.

При воспроизведении диаграмм типографским способом, размер их обычно значительно сокращается. Такое уменьшение распространяется не только на диаграмму в целом, но уменьшают и все отдельные составные части: надписи делаются мельче, линии становятся тоньше и т. д. Сокращение не должно, однако, переходить известных границ, за которыми диаграмма становится слишком мелкой и потому мало наглядной.

Буквы (надпись) и цифры должны быть так размещены на диаграмме, чтобы их можно было легко прочесть.

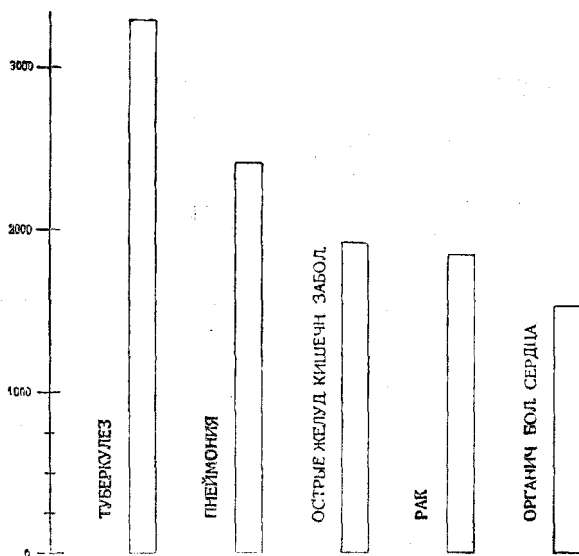
Линии координат на диаграмме облегчают считывание цифр со шкалы. Однако, слишком густая сеть координат, нанесенных на диаграмму, предназначенную для целей популяризации цифр, может запутать и затемнить содержание диаграммы. Во всяком случае координаты проводятся на рисунке тоньше, чем основные линии диаграммы; это необходимо для большей отчетливости последних.

Число основных линий (и фигур) в диаграмме не должно быть велико, во избежание запутанности чертежа. Особенно приходится считаться с этим условием, когда линии на рисунке перекрещиваются или сходятся к какой-либо одной точке.

Очень часто в диаграммах дается не только графическое изображение тех или иных цифр, но и самые цифры.

Диаграммы первого измерения. Простейшим видом диаграммы являются диаграммы первого измерения, где численные значения того или иного признака данного явления сопоставляются по относительной длине линий или узких

прямоугольников с одинаковыми основаниями. Эти диаграммы удобопонятны и пригодны для разных целей. Цифры, представленные графически, могут быть или непосредственно нанесены на чертеж, или же представлены в виде шкалы

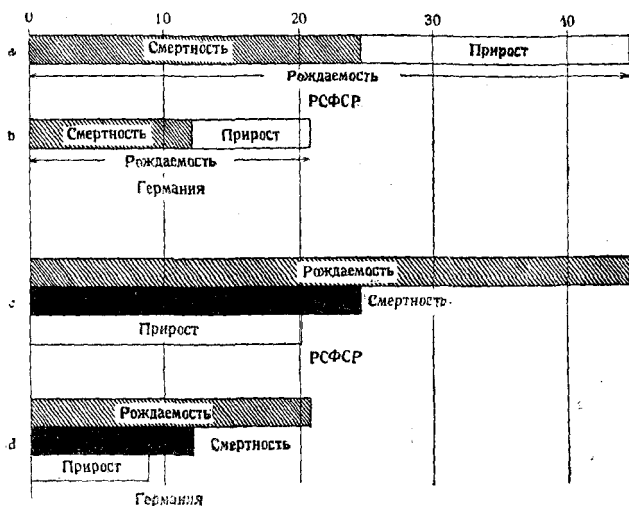


Черт. 13. Числа умерших от пяти главных причин смерти.  
Ленинград. 1926 г.

(см. черт. 13 и 14). Линии и прямоугольники могут быть изображены и вертикально и горизонтально.

Важно, чтобы в линейной диаграмме все линии (или прямоугольники) имели общее основание на чертеже. В противном случае сравнение отдельных величин будет затруднено. Так, в черт. 14, на котором представлены коэффициенты рождаемости,

смертности и естественного прироста Германии и РСФСР, можно легко сравнить — по чертежам *a* и *b* — между собой рождаемость и смертность этих двух стран. Это легко схватить глазом, так как прямоугольники рождаемости (и соответственно смертности) в Германии и РСФСР



Черт. 14. Рождаемость, смертность и естественный прирост населения в РСФСР и в Германии. 1925 г.

имеют на черте общее основание. Но сопоставление в тех же чертежах *a* и *b* размеров естественного прироста осложнено неудачным расположением соответственных прямоугольников на рисунке. Прямоугольники эти не имеют общей основной линии. Более удачное и удовлетворяющее только-что изложенному условию расположение фигур в данном случае дано в чертежах *c* и *d*

$d$ , где все величины представлены отдельно и имеют общую основную линию.

Трудно сопоставлять также линии, хотя и имеющие на рисунке общее основание, но направленные в противоположные стороны от этого основания. Иногда, впрочем, и при таком построении диаграмм получаются удовлетворительные результаты.

Диаграммы на прямоугольных координатах. Большинство применяемых в статистике диаграмм имеет две шкалы. Такие диаграммы строятся на системе прямоугольных координат. На горизонтальной шкале численные значения величин возрастают слева направо, на вертикальной—идут снизу вверх. Обычно пространство между шкалами делят на квадраты (или прямоугольники), проведением параллельных горизонтальных и вертикальных линий, соответствующих делениям шкал. Таким путем получается своего рода шахматное поле, в котором легко определить положение любой точки. Координаты, соответствующие круглым цифрам шкалы, проводятся обычно более широкими линиями, чем для мелких делений шкалы. Нулевые линии рекомендуется делать такой же толщины, как и линии на самой диаграмме. Такими нулевыми линиями, т.-е. исходными для определения положения наносимых на чертеже точек, являются нижняя и левая боковая линии, обрамляющие пространство, на котором наносятся графические изображения. Окаймляющие линии обычно не делаются жирными, когда нет нулевой исходной точки,—как, например, при шкале, на которой отмечаются календарные месяцы, года, дни недели и т. п. Во всех случаях построения диаграмм, основанных на данных

выражающих проценты,—шкалы для 0 и 100% проводятся толстыми линиями. Деления шкалы обозначаются цифрами, при чем самые шкалы располагаются на чертеже снизу и слева, хотя иногда шкалы помещаются и сверху и справа. Нулевые значения шкал сходятся, обычно, в левом углу чертежа.

В диаграммах, построенных на системе прямоугольных координат, деления, соответствующие периодам времени (годы, месяцы, дни), наносятся обычно на горизонтальную шкалу и идут слева направо.

Расстояния, отмеряемые на вертикальной шкале, носят в математике название ординат, расстояния же на горизонтальной шкале—абсцисс.

Имеются разные приемы конструирования диаграмм с двумя шкалами.

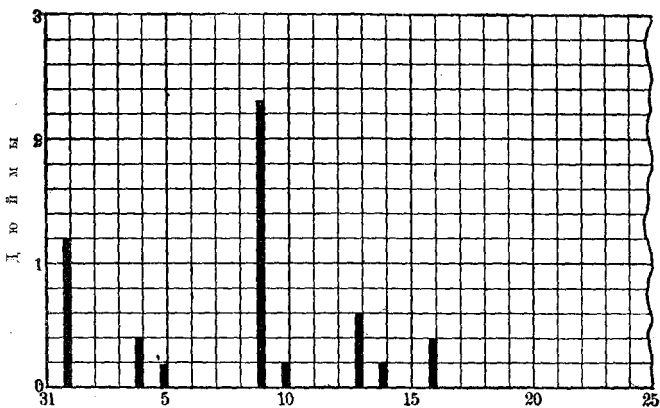
Можно пользоваться вертикальной шкалой, как мерой длины определенных вертикальных линий, каждая из которых представляет численное значение явления, при чем горизонтальная шкала служит для отметки случаев наступления этих явлений. Так, например, на черт. 15 представлены ежедневные цифры осадков за месяц. Каждый случай выпадения дождя изображен вертикальной линией (столбиком) соответственной длины, пропорциональной количеству осадков; место на горизонтальной шкале, где нанесена каждая данная линия, определяет время, когда шел дождь. Такой прием построения диаграмм особенно пригоден, когда цифры относятся к явлениям, наступающим вне определенных сроков и без правильных промежутков.

Цифры, показывающие количество выпавших осадков, могли бы быть нанесены на диаграмму не в виде вертикальных линий, а точками или крестиками, расположенными в тех местах чертежа,



где приходится вершины вертикальных линий (понятно, при сохранении того же масштаба). Этот способ может создать неправильное зрительное впечатление, устранить которое можно было бы обозначением на нулевой линии—такими же точками или крестами—дней без дождя. Все это было бы не наглядно и обычно не применяется.

Изложенный прием «вертикальных линий» применяется часто для изображения рядов чисел, изменяющихся во времени (которое тогда отмечается на горизонтальной шкале чертежа). Так, можно сопоставить коэффициенты смертности за ряд лет посредством следующей диаграммы (см.

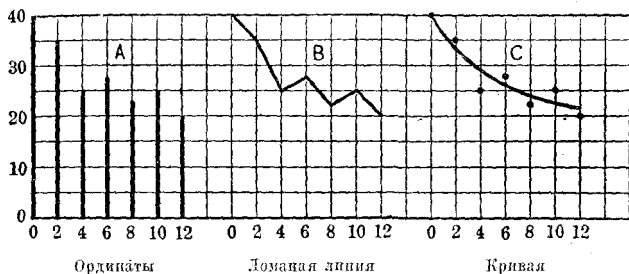


Черт. 15. Время выпадения дождя и количество осадков

черт. 16-А). Цифры представляют в данном случае непрерывный ряд и могут быть представлены также в виде ломаной линии (см. черт. 16-В). Применение ломаных линий заслуживает в подобных случаях предпочтения перед вертикальными столбиками; однако, лица, плохо ориентирующиеся в графических изображениях вообще

легче усваивают смысл диаграммы, состоящей из отдельных вертикальных линий.

Иной прием графического изображения того же явления дан на черт. 16-С. Цифры отмечены на чертеже в виде точек, между которыми про-



Черт. 16. Образцы простых диаграмм.

водится плавная кривая, показывающая направление численных значений явления. Этот прием основан на том, что цифры, вообще говоря, заключают в себе ошибки наблюдения, и что такая плавная кривая правильнее отражает действительность. Способы выравнивания и построения кривых основаны на теории вероятностей.

Пользование горизонтальной шкалой. В приведенных (и последующих) примерах графических изображений горизонтальная шкала служит для отметки делений времени, при чем каждая точка, соответствующая определенной дате, наносится непосредственно на вертикальную линию. Это удобный и обычный прием для изображения погодных (и вообще повременных) непрерывных данных. Здесь возможно одно возражение: год не представляет собою какого-либо

момента времени (графически—точки), но является, в сущности, известным периодом, промежутком времени, что и должно бы быть учтено графически. Мысленно можно представить себе данный год в виде промежутка между нанесенными на чертеже вертикальными линиями. Это соображение часто берется за основу графических построений.

Таблица 41. Число умерших.

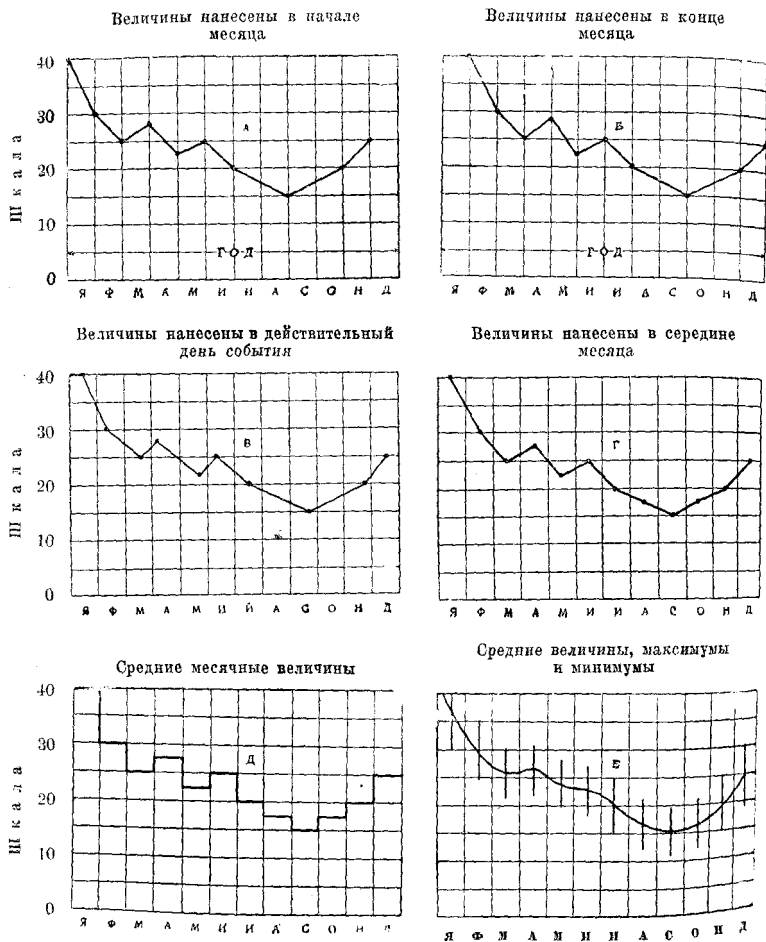
(Пример для построения диаграммы)

Месяц	Число умерших	Месяц	Число умерших	Месяц	Число умерших	Месяц	Число умерших
1	2	1	2	1	2	1	2
Январь .	40	Апрель .	27	Июль .	20	Октябрь .	17
Февраль .	30	Май . . .	23	Август .	17	Ноябрь .	20
Март . .	25	Июнь . .	25	Сентябрь	15	Декабрь .	25

Приведенные в табл. 41 цифры надо представить графически. Для этого требуется разделить горизонтальную шкалу, представляющую в целом год, на двенадцать частей, каждая из которых будет, понятно, соответствовать месяцу. Далее на чертеж наносятся точки, соответствующие числам умерших за каждый месяц.

Точки эти можно ставить на чертеж двояко, как это видно из черт. 17-А и Б. В первом случае точка ставится на линии, соответствующей началу месяца, во втором случае—на линии, показывающей конец данного месяца. Предпочтения заслуживает второй способ. Более логично было бы наносить точки в промежутках между вертикальными линиями, отграничивающими месяцы

(см. черт. 17-В и Г). Если цифры представляют собою месячные средние, выведенные из ежедневных или еженедельных данных, то следует пользоваться приемом графического изображения,



Черт. 17. Образцы изображения явлений во времени.

показанным на черт. 17-Д. Наконец, в черт. 17-Е дан прием одновременного изображения на чертеже как средней величины данного явления по месяцам, так и наблюдавшихся в течение отдельных месяцев максимумов и минимумов.

Ни один из только-что приведенных приемов не является общепризнанным. Чаще применяется способ, показанный на черт. 17-А и Б, т. е. точки, соответствующие числам данного явления, наносятся на вертикальные линии, служащие для отметки месяцев. Этот способ наиболее прост, а некоторая его нелогичность редко вызывает сколько-нибудь значительные недоразумения.

Графическое изображение групповых итогов. Графическое изображение отдельных наблюдений сравнительно просто. Гораздо большие трудности возникают при графическом изображении итогов и средних различных групп (особенно с неравными интервалами). В табл. 42 дан цифровой пример групповых данных, по которым надо построить диаграмму. (См. таблицу 42 на стр. 226).

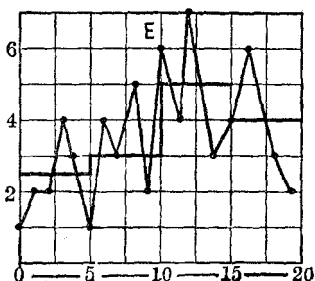
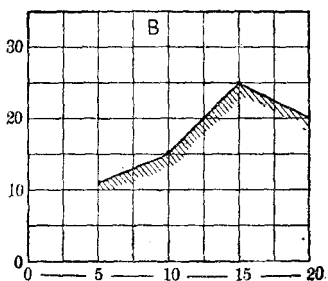
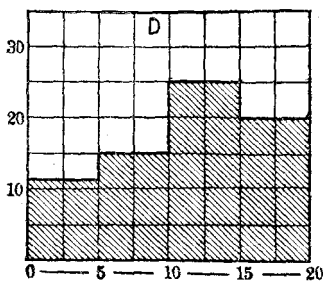
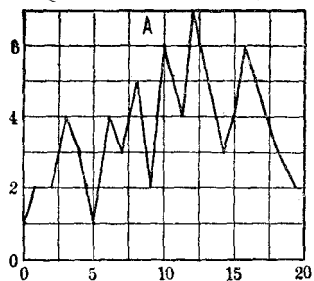
Если при построении диаграммы взять непосредственно отдельные погодные цифры, то получится результат, показанный на черт. 18-А. Если же в основу диаграммы положить суммы случаев в каждой группе, то графическое изображение примет вид черт. 18-В (или 18-С или 18-Д). На всех этих трех чертежах горизонтальная шкала служит для отметки возрастных групп (а не отдельных возрастов, как то имеет место в черт. 18-А), что обозначено посредством тире между цифрами, ограничивающими возрастные группы (0—5 и т. д.). В чертеже 18-В цифра,

Таблица 42. Пример для построения диаграммы.

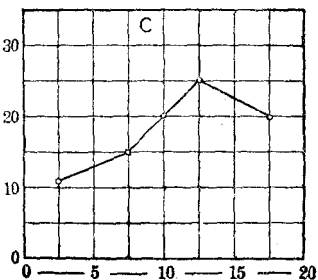
Возраст (число исполнившихся лет)	Число случаев	Возрастные группы	Число случаев в каждой группе	Среднее число случаев в группе
1	2	3	4	5
0	1	} 0—4	12	2,4
1	2			
2	2			
3	4			
4	3			
5	1	} 5—9	15	3,0
6	4			
7	3			
8	5			
9	2			
10	6	} 10—14	25	5,0
11	4			
12	7			
13	5			
14	3			
15	4	} 15—19	20	4,0
16	6			
17	5			
18	3			
19	2			

показывающая сумму случаев первой возрастной группы (12) нанесена на линию, служащую высшим пределом этой группы 0—4 лет; следующая

цифра (15) нанесена на линию, показывающую высший предел возрастной группы 5—9 лет и т. д.



Черт. 18. Примеры изображения возрастных данных.



зональной линии от основания (горизонтальной шкалы) на чертеже 18-D взято соответственно

числам случаев каждой группы. Возможно, далее, представить на одном чертеже одновременно и отдельные погодные цифры и групповые средние (гр. 5 табл. 42),—как это и сделано на черт. 18-Е.

Когда на диаграмме изображаются числа, относящиеся к сгруппированным данным, необходимо ясно отмечать это на самом чертеже как на горизонтальной, так и на вертикальной шкалах.

Графическое изображение групп с неравными интервалами. При построении диаграмм по групповым итогам возможны случаи когда интервалы не равновелики. Возьмем следующий пример.

Таблица 43. Пример для построения диаграммы.

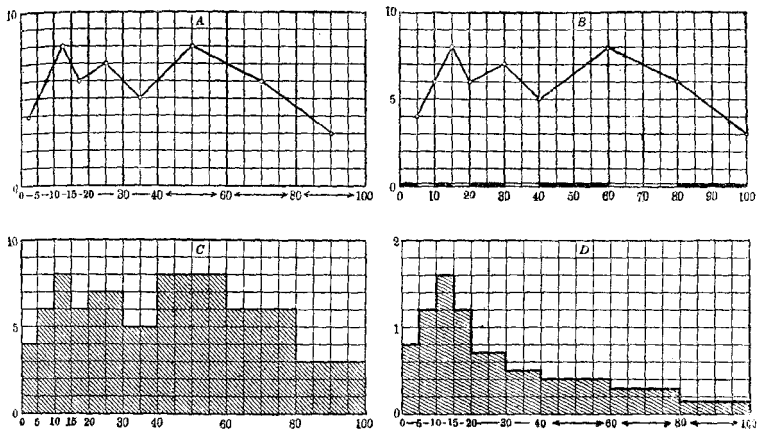
Возрастные группы	Число случаев в группе	Среднее число случаев на год возраста
0 — 4	4	0,8
5 — 9	6	1,2
10 — 14	8	1,6
15 — 19	6	1,2
20 — 29	7	0,7
30 — 39	5	0,5
40 — 59	8	0,4
60 — 79	6	0,3
80 — 99	3	0,15

Основной задачей здесь является сконструировать диаграмму так, чтобы она давала ясное



представление о различии возрастных интервалов по группам. В приведенной таблице 43 первые четыре группы—пятилетние, две следующих охватывают по 10 лет каждая и три последних—по 20 лет.

Можно построить диаграмму так, как это показано на черт. 19 А, в котором отдельные возрастные группы отделены одна от другой жирными линиями; число делений на горизонтальной шкале



Черт 19.

взято для каждой группы пропорционально числу лет, охватываемых группой. На черт. 19 В деления абсциссы равномерны, и границы отдельных групп показаны особыми обозначениями горизонтальной шкалы. Прямоугольники, представляющие на черт. 19 С число случаев каждой группы, вместе с тем показывают и ее возрастные пределы.

Ни одна из этих диаграмм не дает, однако, правильного представления о повозрастном распределении числа случаев, так как самые возрастные

групповые деления неодинаковы. Диаграммы 19-А, В, С, таким образом, дают неправильную картину, так как ординаты в них не вполне соизмеримы. Сравнимость групп можно достичь лишь приведением их к одному знаменателю. Это осуществимо путем вычисления среднего числа случаев из расчета на 1 год возраста в каждой возрастной группе. Диаграмма 19-Д и построена по средним цифрам (гр. 3 табл. 43). Эта диаграмма, имеющая неравномерное деление горизонтальной шкалы (соответственно возрастным группам), дает более правильное, чем три ранее приведенные диаграммы, представление о повозрастном распределении наших случаев.

Суммированные диаграммы. Нередко является желательным для целей исследования изобразить графически ряд, состоящий из накопленных частот, т. е. результаты последовательного суммирования числовых данных всех предшествующих групп какого-либо ряда распределения. Это достигается путем построения суммированных диаграмм, называемых также «кривыми сумм». Пример такой диаграммы дан в черт. 20; числа, представленные в диаграмме, содержатся в табл. 44. На черт. 20 нанесенные точки соединены прямыми линиями; возможно также провести через эти точки кривую (см. выше, стр. 222). Горизонтальная шкала в нашей диаграмме показывает отдельные возрасты (а не возрастные группы).

Диаграммы указанного типа находят, в частности, применение для определения медианы. В нашем примере (табл. 44) общее число случаев равно 53. Медиана приходится, следовательно, на 27-й случай. По вертикальной шкале диаграммы находим соответственный 27-му случаю возраст—

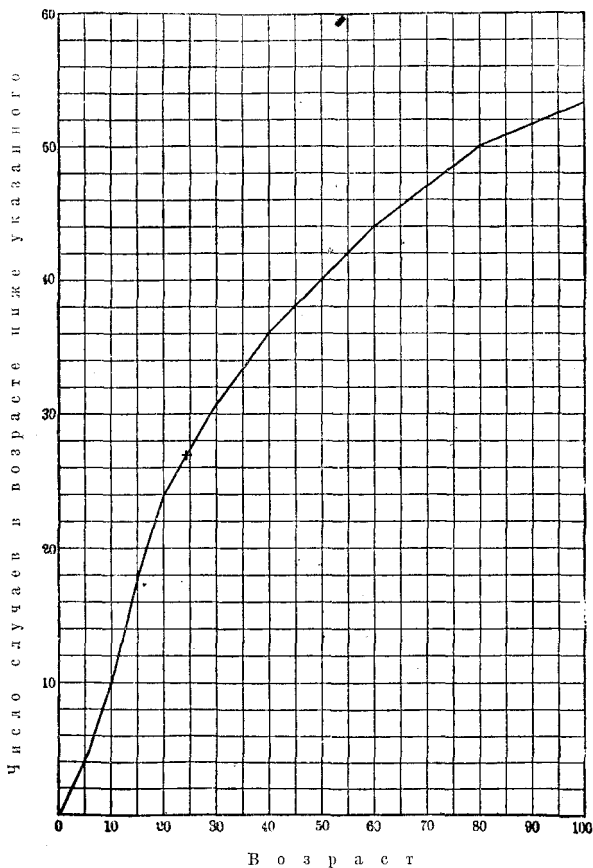
24 года (на рисунке обозначен крестом). Таким же способом можно определять квантили.

Табл. 44. Пример для построения диаграммы.

Возрастные группы	Число случаев	Суммированные группы	Возраст	Число случаев, относящихся к возрасту ниже указанного в гр. 4
1	2	3	4	5
0—4	4	0—4	—	—
5—9	6	0—9	5	4
10—14	8	0—14	10	10
15—19	6	0—19	15	18
20—29	7	0—29	20	24
30—39	5	0—39	30	31
40—59	8	0—59	40	36
60—79	6	0—79	60	44
80—99	3	0—99	80	50
Итого	53	—	100	53

Другое практическое приложение суммированные диаграммы находят для возрастных перегруппировок. Допустим, что требуется найти число случаев, приходящихся на возрасты между 35 и 45 годами, т. е. на возрастную группу 35—44 л. (в таблице отдельной такой группы не имеется). Из диаграммы видно, что на возрасты ниже 45 лет приходится всего 38 случаев, а на возрасты ниже 35 лет—33 случая (примерно). Таким образом, на группу 35—44 г. приходится  $38 - 33 = 5$  случаев. Этот прием может с успехом, применяться для

перераспределения населения по возрастным группам в целях вычисления повозрастных коэффициентов смертности.

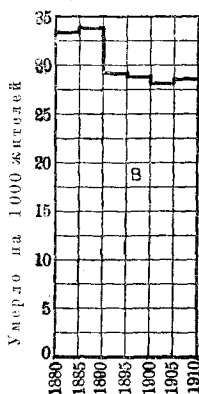
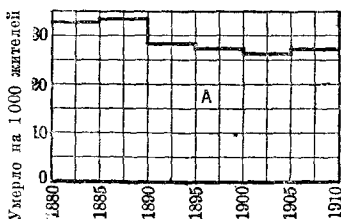


Черт. 20. Образец суммированной диаграммы.

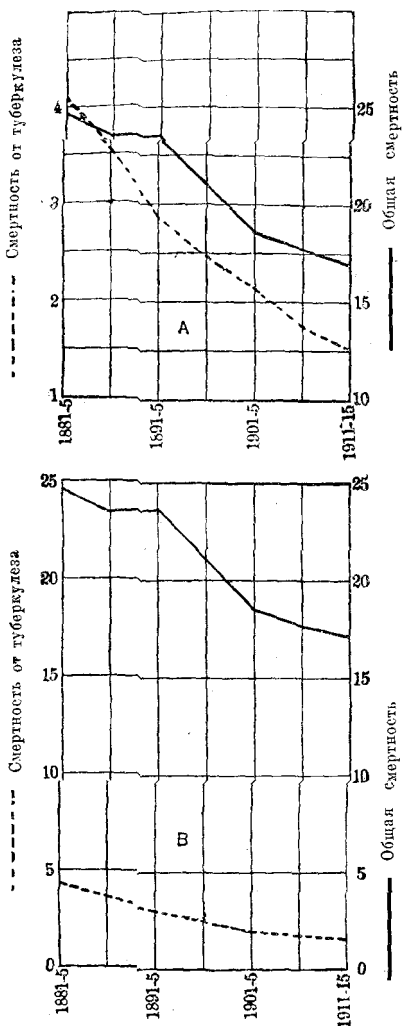
Выбор шкалы. Выбор шкал (масштабов) имеет очень существенное значение при построении диаграмм. Шкалы влияют не только на объем и вид диаграммы, но отражаются на степени наклона проводимых линий и на расстояниях между отмечаемыми на чертеже точками. Так, на

черт. 21 представлены коэффициенты смертности населения Москвы по пятилетиям, за время с 1881 по 1910 г. По одним и тем же данным построены две диаграммы, имеющие разные шкалы. Диаграммы эти дают различное представление об изменении коэффициента смертности за указанное время. Именно, степень понижения смертности кажется в диаграмме 21-В более значительной, чем в диаграмме 21-А. Это впечатление создается благодаря тому, что в диаграмме 21-В взят больший масштаб для вертикальных делений и меньший — для горизонтальной шкалы, в результате чего и получилась более наклонная линия, изображающая смертность.

Для удобства сравнения иногда наносят на одну диаграмму две линии, при чем каждая имеет свою вертикальную шкалу. Тут установление



Черт. 21. Смертность в Москве.  
1881—1910 гг.



Черт. 22. Общая смертность и смертность от туберкулеза в г. Бостоне.

A — неправильный способ изображения  
B — правильный способ

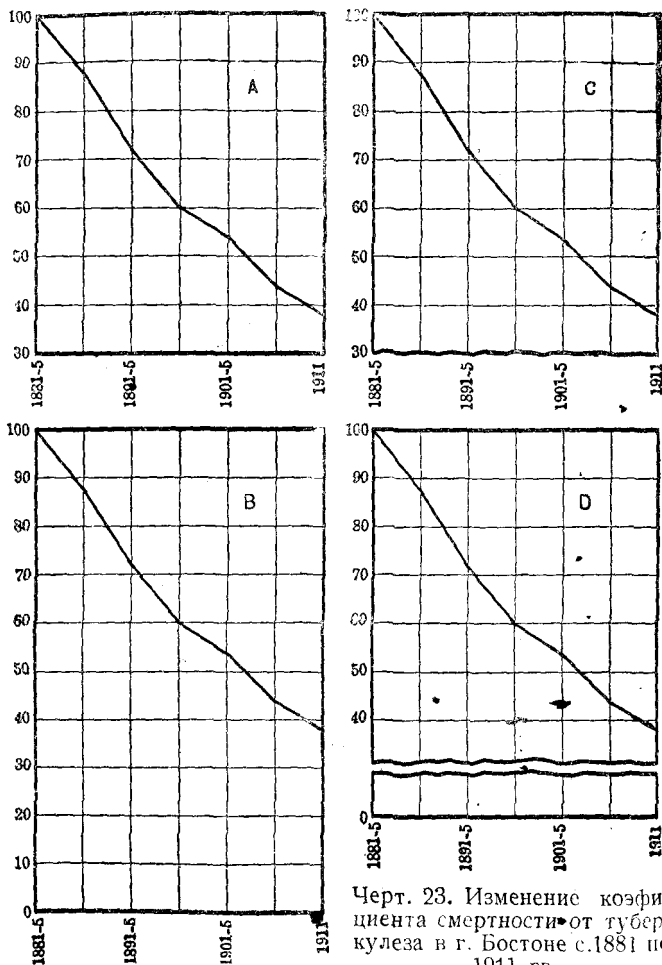
надлежащей шкалы приобретает особое значение.

Встречаются случаи, когда при построении диаграммы приходится брать такую большую шкалу, что основная нулевая линия оказывается очень отдаленной от наносимых точек и линий. Здесь иногда допускаются серьезные ошибки, когда пытаются найти выход из такого положения. Подобный случай представлен на чертеже 22-А. На диаграмме изображены последовательные изменения общего коэффициента смертности и коэффициента смертности от туберкулеза в г. Бостоне (Соедин. Штаты) за время 1881—1915 гг.,—по пятилетиям. При этом для изображения на чертеже величин общего коэффициента смертности и коэффициента для ту-

беркулеза взяты разные шкалы; обе эти шкалы вместе с тем не полны, т.-е. не доходят на рисунке до нуля. Те же самые цифры положены в основу диаграммы 22-В, где, однако, оба коэффициента имеют общую шкалу и где горизонтальная нулевая (исходная) линия имеется на чертеже. Из сопоставления этих двух диаграмм (21-А и В) видно, что, в то время, как диаграмма 22-В отражает действительную картину,--диаграмма 22-А может создать неправильное впечатление более быстрого снижения смертности от туберкулеза сравнительно со смертностью от всех причин.

На черт. 23 представлено изменение коэффициента смертности от туберкулеза в г. Бостоне за время с 1881 по 1911 гг. (по пятилетиям), при чем коэффициенты за пятилетия, следующие за 1881--1885 гг., выражены в процентах к коэффициенту 1881--1885 гг., т.-е. коэффициент 1881--1885 гг. принят равным 100. Приведенные на рисунке четыре диаграммы сконструированы различно. Диаграмма 23-В имеет вертикальную шкалу, доведенную до нуля у основания. Эта диаграмма дает правильное представление о понижении и ходе смертности от туберкулеза за указанное время. Напротив, в диаграмме 23-А вертикальная шкала не доведена до нуля, и поэтому диаграмма создает неправильное впечатление быстрого (более резкого, чем в действительности) снижения туберкулезной смертности, а также неправильное представление о соотношении высоты смертности в начале и конце взятого периода времени. Для устранения этого недочета при построении диаграмм, в которых основная горизонтальная линия не представляет собою нулевых значений изображаемых величин, предложено делать на чертеже эту основную линию не прямой, как обычно, а волнистой. Этот прием показан на диаграмме

23-С, где волнистая нижняя линия как бы заменяет опущенную нижнюю часть чертежа. Возможен и иной вариант (черт. 23-Д), когда для сокраще-



Черт. 23. Изменение коэффициента смертности от туберкулеза в г. Бостоне с 1881 по 1911 гг.



ния объема рисунка диаграмма прерывается, и дается лишь верхняя часть с нанесенной кривой и небольшая нижняя часть диаграммы, представляющая горизонтальную шкалу и нулевую линию. Этот второй способ заслуживает предпочтения. Когда пользуются двумя вертикальными шкалами, и лишь одна из них не доходит до нуля, — поперечная волнистая линия может быть проведена только до половины чертежа, с той его стороны, где имеется неполная шкала.

Диаграммы на системе полярных координат. В диаграммах, построенных на системе полярных координат, ординатами являются отложенные от центра на радиусах отрезки, а абсциссами, если применять этот неподходящий для данного случая термин, служат углы, образуемые ординатами с исходной вертикалью и измеряемые в направлении часовой стрелки. Пример такой диаграммы дан на черт. 12. Этот вид диаграмм имеет ограниченное применение и, вследствие упомянутого уже выше свойства их создавать своего рода оптический обман, должен быть вообще оставлен.

Полулогарифмическая сетка. До сих пор мы имели дело с построением диаграмм на правильных шкалах, т.-е. таких шкалах, где все деления, соответствующие одинаковым числам, — одинаковы и вместе с тем единообразны на всем протяжении шкалы. Возможно, однако, построение шкал с неодинаковыми делениями, изменяющимися на данной шкале в определенном порядке. Подобные шкалы обыкновенно применяются для специальных целей исследования.

Наиболее распространенной шкалой этого типа является шкала логарифмическая. Логарифмическими могут быть или обе шкалы (вертикальная и горизонтальная), или одна вертикальная; в последнем случае, полученная для нанесения диаграммы сетка может быть названа полулогарифмической. Такого рода сетки давно уже применяются в разных отраслях техники, но лишь сравнительно недавно стали проникать в статистику.

Напомним, что логарифмы чисел составляют:

#### Л о г а р и ф м ы ч и с е л .

Ч и с л о	Л о г а р и ф м ы
1	2
1	0,000
10	1,000
100	2,000
1.000	3,000
10.000	4,000
100.000	5,000
1.000.000	6,000

Из таблицы видно, что увеличению числа в десять раз соответствует возрастание логарифма на единицу; кратное и вообще относительное увеличение чисел отражается на логарифмах этих чисел в виде увеличения на определенное слагаемое. Так, логарифм 10 равен 1. При увеличении 10 на 25%, т.-е. до 12,5, логарифм 12,5 составит 1,0969, т.-е. увеличится на 0,0969. Далее, логарифм 50 = 1,6990; 50, возрастая на 25%, составит 62,5. Логарифм 62,5 = 1,7959, что дает увеличение

против логарифма 50—опять на 0,0969. Возрастание логарифмов 10 и 50, таким образом, одинаково, при увеличении самих чисел в одинаковом процентном отношении (на 25%). Возьмем, далее,  $\log. 1570 = 3,1959$ . При увеличении 1570 на 25%—до 1962,5, логарифм этой последней цифры составит 3,2928, т.е. увеличится на 0,0969. Возрастанию числа на 25% соответствует увеличение логарифма опять на 0,0969.

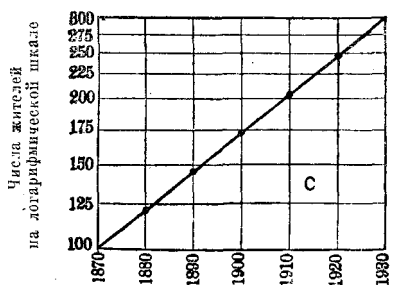
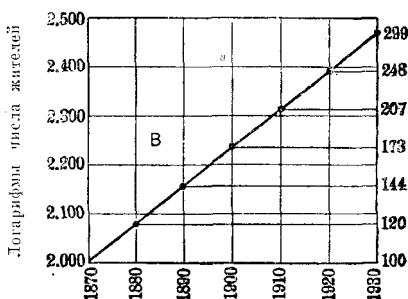
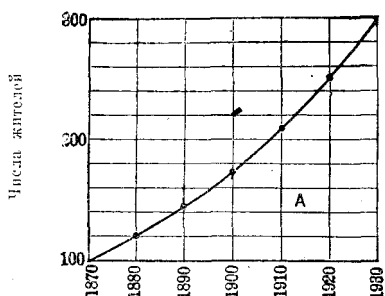
Построим диаграмму по следующим данным:

Табл. 45. Пример для построения диаграммы.

Г о д ы	Число жителей	Логарифмы числа жителей
1	2	3
1870 . . . . .	100	2,0000
1880 . . . . .	120	2,0792
1890 . . . . .	144	2,1584
1900 . . . . .	173	2,2380
1910 . . . . .	207	2,3160
1920 . . . . .	248	2,3945
1930 . . . . .	299	2,4757

Число жителей (гр. 2) возрастает каждые 10 лет на 20%. Если изобразить графически на обычной шкале число жителей, то получится диаграмма 24—А. При нанесении на чертеж логарифмов тех же чисел, соответственная линия на диаграмме получается в виде прямой линии. Можно провести горизонтальные деления на чертеже в зависимости от величин логарифмов (левая вертикальная

шкала); можно, однако, соединить соответственные точки кривой горизонтальными линиями с воздвигнутой правой вертикальной шкалой,

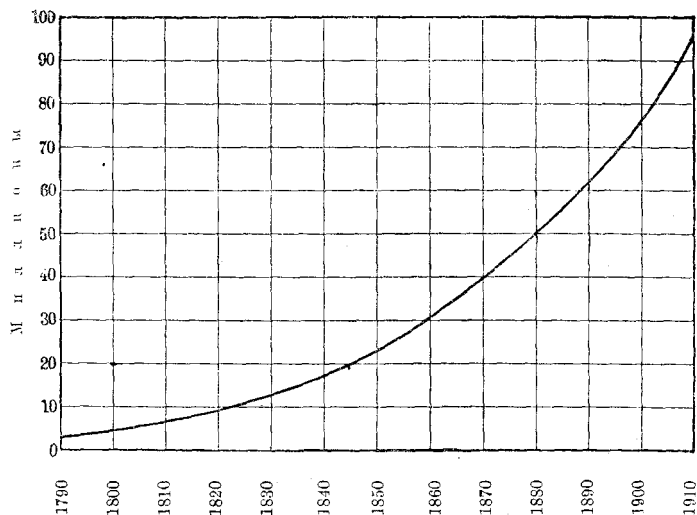


Черт. 24. Образец построения диаграмм на логарифмической шкале.

на которой получаются числа жителей, по которым вычислены логарифмы. Эта правая вертикальная шкала отличается, как видно из чертежа 24 - В, неравномерными интервалами. На чертеже 24 - С график построен уже по этой логарифмической шкале, нанесенной слева, при чем числа жителей отмечены на шкале в тех ее точках, где приходятся логарифмы этих чисел. На этой диаграмме числа гр. 2 образуют такую же прямую линию, как и на диаграмме 24-В. Всякий численный ряд, возрастающий в геометрической прогрессии, при графическом изображении на полулогарифмической бумаге

(т.-е. с обычной горизонтальной и логарифмической вертикальной шкалой) — образует прямую линию. Полулогарифмическая сетка применяется в различных исследовательских целях.

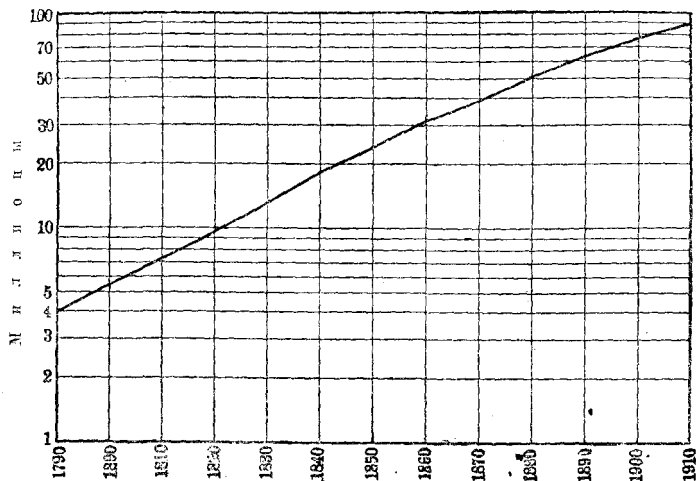
Возможно пользование этим способом для наглядного представления степени изменения (относительного изменения) какой-либо величины. Возь-



Черт. 25 - А. Население Соед. Штатов за 1790—1910 гг.  
Прямая шкала.

мем такой пример. При нанесении на обычную сетку кривой численности населения Соединенных Штатов за 1790—1910 гг. по десятилетиям (черт. 25 - А) получается линия, идущая снизу вверх, т.-е. свидетельствующая о возрастании представляемой величины. Однако, степени этого возрастания, отношения каждого данного числа жителей к предыдущему диаграмма не отражает. Перенеся те же цифры на полулогарифмическую

сетку (см. чертеж 25-В), мы получим ясную картину последовательного изменения коэффициента роста населения за 1790—1910 гг. Этот коэффициент оставался без особых перемен до 1860 г., после чего несколько снизился, оставаясь в дальнейшем на одном и том же (пониженном) уровне. На полулогарифмической бумаге. одинаковый на-



Черт. 25 - В. Население Соед. Штатов за 1790—1910 гг.  
Логарифмическая шкала

клон кривой соответствует одинаковому же коэффициенту возрастания (или снижения), тогда как на обыкновенной (нелогарифмической) сетке одинаковый наклон означает увеличение на одно и то же число. Примеры пользования полулогарифмической сеткой для изображения коэффициентов смертности будут даны в дальнейшем.

Полулогарифмическая сетка дает, далее, возможность размещения на одном чертеже результатов

наблюдений, численные значения которых отстоят друг от друга настолько далеко, что изображение их на одном чертеже с обыкновенными шкалами заставило бы взять такой мелкий масштаб, что разница между малыми числами была бы едва заметна. Между тем на логарифмической шкале как раз малые числа представлены относительно большими делениями, чем большие числа, что, понятно, облегчает их считывание с чертежа. Верхняя часть диаграммы является как бы в сокращенном виде. Тем не менее, процентные различия с легкостью усматриваются во всех частях шкалы, так как одинаковым кратным отношениям соответствуют одинаковые же деления шкалы.

Не следует слишком часто прибегать к полулогарифмической сетке. Вследствие своеобразной неравномерной шкалы, логарифмические диаграммы не всегда усваиваются широкой публикой. Эта сетка служит более исследовательским целям, чем для графической популяризации статистических данных. Надо также помнить, что кривая на полулогарифмической бумаге отражает только известные пропорции, отношения чисел, но не самые числа. Так, расстояние на логарифмической шкале от 1 до 10 равно расстоянию от 10 до 100, от 100 до 1000 и т. д. Поэтому в случаях, когда числа интересуют нас сами по себе, — бесцельно, конечно, пользоваться логарифмической сеткой. Сказанное относится, в частности, к помесечным данным по статистике населения, где пользование логарифмической шкалой дало бы только картину относительных изменений в представляемых величинах, но не картину действительного их изменения.

Логарифмическая сетка. Сетка для черчения диаграмм, имеющая обе шкалы — вертикальную

и горизонтальную—логарифмические, и называется логарифмической. Тут деления обеих шкал представляют не самые числа, а их отношения.

Логарифмическая сетка широко применяется инженерами и техниками в их технической работе, но применение ее в статистике ограничено.

**Линованная бумага.** Можно линовать бумагу для диаграмм самому, но, конечно, удобнее пользоваться уже готовой линованой бумагой. В продаже имеется готовая клетчатая бумага, разграфленная различными способами и в разных масштабах. Существует миллиметровая бумага, миллиметровая полулогарифмическая (в одном направлении разграфленная на миллиметры, в другом — имеющая логарифмическую шкалу), бумага для исчисления вероятностей (арифметическая и логарифмическая), бумага с хронологическими делениями и т. д. Для статистических чертежей изготавливается также разграфленная специальная плотняная материя.

**Техника приготовления диаграмм.** Для черчения диаграмм желательно иметь полное обзаведение чертежника. Сюда входят такие предметы, как: чертежный стол, линейки и треугольники, перо для черчения, тушь, различные готовые шкалы, разграфленная бумага и т. д.

**Надписи на диаграммах.** Главное требование, предъявляемое к надписям на диаграммах, заключается в их четкости. Шрифт надписей должен, вообще говоря, соответствовать графическому изображению, к которому делаются надписи. Для



большинства диаграмм, впрочем, подходит простой обычный шрифт. Выбор косо́го или прямо́го письма́ представляет вопрос вкуса. Наклонные буквы пишутся несколько быстрее, чем прямые, но последние более четки.

Буквы в надписях на диаграммах должны иметь одинаковую высоту и наклон, а также одинаковый объем. Рекомендуется предварительно линовать место для надписей.

Имеются специальные руководства и сборники образцов разных надписей. Полезны также особые треугольники для надписей.

Заголовок диаграммы требует особо тщательного размещения. Наиболее удобным местом для заголовка является правый верхний угол листа; часто, однако, заголовок приходится ставить там, где имеется свободное от рисунка пространство. Размер шрифтов должен соответствовать значению отдельных частей заголовка (и вообще надписей). Можно применить такой прием для лучшего размещения слов и букв в строках: сосчитав число букв намеченной строки, надо прежде всего написать среднюю букву в строке и от нее уже вправо и влево ставить все остальные буквы данной строки. Прописные буквы употребляются для важнейших строк заголовка. По возможности следует размещать строчки заглавной надписи диаграммы таким образом, чтобы весь заголовок в целом занимал эллипсообразное пространство.

Шкалы должны быть снабжены пояснительными надписями, за исключением лишь случаев явной излишности пояснений. Сокращения слов нежелательны на диаграммах. Каждая нанесенная на чертеж линия, выражающая то или иное явление, должна иметь надпись. Все надписи на диаграмме делаются достаточно крупным шрифтом, чтобы быть прочтенными без труда в той обстановке,

где они будут рассматриваться (на выставке, в качестве иллюстрации к книжному тексту и т. д.). Диаграммы можно снабжать пояснительными примечаниями, но, вообще говоря, этого следует избегать, ибо диаграмма со всеми ее надписями строится, как самостоятельное целое, которое имеет свое собственное, удобопонятное без разъяснений, содержание.

В правом нижнем углу листа, на котором нарисована диаграмма, ставятся иногда инициалы (или фамилия) ее составителя и дата изготовления.

Общие правила построения диаграмм. В Соединенных Штатах была недавно создана специальная комиссия из представителей разных отраслей знания для выработки единообразных, «стандартных» типов диаграмм и правил их построения. Предложенные этой комиссией общие начала конструирования графических изображений сводятся к следующему:

1. Размещение данных на диаграмме должно идти слева направо и снизу вверх.

2. Цифровые данные должны по возможности изображаться линейными диаграммами, а не плоскостными или объемными.

3. Нулевые линии шкал должны быть, при наличии минимальной к тому возможности, изображены на диаграмме.

4. Когда нулевые линии на диаграмме не изображены, это необходимо отметить особым волнистым или зубчатым обрывом диаграммы.

5. Следует проводить нулевые линии шкал на диаграмме более жирными, чем остальные деления—для лучшего отличия от последних.

6. В диаграммах, показывающих проценты, должны быть оттенены как нулевая линия, так и 100-процентная линия.

7. В хронологических шкалах, относящихся к периодам времени, не образующим замкнутого целого,—не требуется подчеркивать первой и последней ординаты,—за исключением случаев, когда имеется налицо начало или конец течения времени.

8. При построении диаграмм на логарифмических координатах, разграничивающие диаграмму линии должны быть степенями десяти.

9. Количество проводимых на чертеже координат не должно быть большим, чем это необходимо для облегчения ориентации в диаграмме.

10. Наносимые на чертеж линии, представляющие числа изображаемого диаграммой явления, следует делать иного вида, нежели вспомогательные линии и линовку бумаги.

11. На кривой, представляющей ряд наблюдений, необходимо отмечать все точки, соответствующие отдельным наблюдениям.

12. Цифры, показывающие деления шкал, помещаются слева и снизу соответственной шкалы.

13. Представляется желательным помещение на диаграмме тех цифр (или формул), которые на ней изображены графически.







14. В случаях, когда этого не делается, рекомендуется давать эти цифры в особой таблице, прилагаемой к диаграмме.

15. Заголовок диаграммы должен быть составлен возможно яснее и полнее; в случае необходимости для ясности допускаются подзаголовки и пояснения.

Стенные диаграммы. Диаграммы, предназначенные для обозрения широкими кругами населения и развешиваемые для этой цели на специальных щитах, стенах и т. д., получили за последнее время значительное распространение.

Такие диаграммы должны быть просты и ясны, большого формата, с исчерпывающими надписями. Если имеется в виду, что диаграмма будет рассматриваться на известном расстоянии, то масштаб всей диаграммы, включая и надписи, необходимо взять соответственно крупным. Для надписей целесообразно пользоваться готовыми уже буквами, приспособленными для наклеивания на диаграмму.

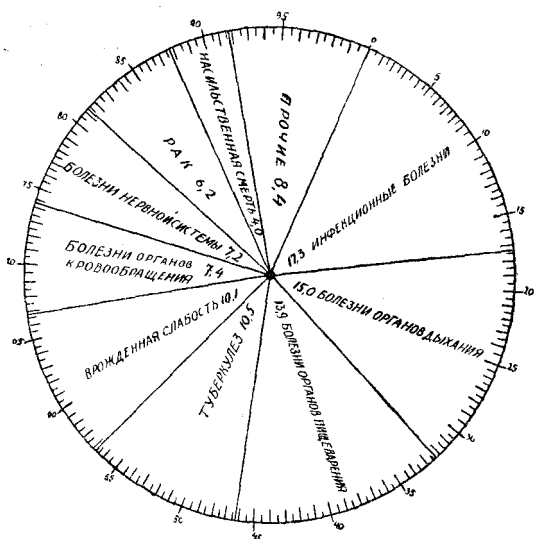
Краски в диаграммах. Пользование различными цветами облегчает ориентацию в диаграмме. Однако, в диаграммах, предназначенных для печати, приходится ограничивать применение разных красок, вследствие дороговизны их воспроизведения. Особенно наглядной является раскраска какой-либо одной линии в яркий цвет (например, красный), при чем остальные линии на диаграмме наносятся обычным черным цветом. При затруднительности нанесения цветных линий на чертеж, можно—для лучшего различия отдельных черных линий—проводить их различными способами. Помещаемые ниже образцы линий легко различить один от другого даже при сочетании их на одном чертеже.

1. Жирная сплошная линия 
2. Тонкая сплошная линия 
3. Жирная прерывистая линия 
4. Тонкая прерывистая линия 
5. Пунктир 
6. Пунктир и тире 

Цветная раскраска особенно уместна в диаграммах, предназначенных для обозрения со значительного расстояния (выставочных и т. п.).

Клетчатая бумага для диаграмм обычно имеет зеленую, коричневую или светло-красную сетку; более яркие цвета неудобны. В диаграммах, предназначенных к печати, желательно пользоваться цветами, которые хорошо поддаются фотографированию. Зеленый цвет лучше выходит на фотографии, чем красный.

Диаграммы соотношения частей к целому. Графическое изображение составных частей какого-либо целого возможно разными путями.



Черт. 26. Распределение умерших в Москве в 1924 г. по главным причинам смерти (в процентах к общему итогу умерших).

Можно для этой цели разделить на части отдельную линию или удлиненный прямоугольник, снабдив эти части нужными надписями. Возможно

также пользование плоскостными диаграммами, как квадратом или кругом. Различные части изображаемой фигуры раскрашиваются иногда разными цветами и оттенками (штриховка). Круг особенно пригоден для изображения распределения совокупности на составные элементы, выраженные при этом в процентах. Величина отдельных секторов и соответствует этим процентам (смотри черт. 26). Не надо смешивать круговые диаграммы только-что указанного типа с диаграммами, построенными на системе полярных координат.

**К а р т о г р а м м ы и к а р т о д и а г р а м м ы.** Картограммы и картодиаграммы предназначены для демонстрирования распределения статистических величин на известной территории. Имеющиеся цифровые данные объединяются в небольшое количество групп, при чем каждой группе соответствует на географической карте определенная раскраска, штриховка или иные условные обозначения. Группы, относящиеся к одному явлению различной степени и расположенные в восходящем порядке по величине явления, обычно обозначаются на карте разными оттенками одного и того же цвета (от светлого к темному). При изображении на карте разнородных явлений следует для обозначения цифровых величин каждого явления применять разные цвета (а не оттенки одного цвета) или знаки. Различные оттенки одной и той же краски получаются на картограмме последовательным смыванием краски щеткой или при помощи штриховки, при которой постепенно увеличивают долю поверхности, покрываемой штриховкой.

Иногда на карту наносятся непосредственно самые цифры, относящиеся к той или иной части

территории, которая при этом должна быть ясно отграничена от других частей территории, на которых в свою очередь ставятся необходимые цифры.

Печатание диаграмм. Диаграммы для печати фотографируются и затем печатаются с цинковой пластинки. Это лучший и наиболее распространенный способ. Оригинал диаграммы, предназначенной к печати, должен быть тщательно исполнен (особенно ширина линий, размер букв), так как все недочеты будут воспроизведены в печатных экземплярах. Размер оригинала обычно на 50% больше клише (другими словами, оригинал сокращается для печати на одну треть). Рекомендуется поручить изготовление диаграмм для печати специалисту-чертежнику.

При затруднительности или техническом неумении приготовить безукоризненную диаграмму для последующего фотографирования, прибегают к вырезыванию на воске, при чем гравер выполняет работу чертежника. Надписи в этом случае будут печатными, что составляет известное преимущество в смысле безусловной четкости. Работа с воском обходится дороже, чем фотография, но зато освобождает от расходов по изготовлению безукоризненного оригинала—диаграммы, так что в конечном итоге стоимость обоих способов оказывается, примерно, одинаковой.

---

## ГЛАВА ШЕСТАЯ.

### ПЕРЕПИСИ НАСЕЛЕНИЯ И ТЕКУЩИЕ ЗАПИСИ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ЯВЛЕНИЙ.

Во всех культурных странах периодически производятся переписи населения, т. - е. переписываются и подсчитываются все жители страны. Переписи населения необходимы и для многообразных задач государственного управления и хозяйственного строительства, и для научно-практических целей изучения численности, состава и эволюции населения.

\* Современная организация и техника переписей населения. Главными общими основаниями производства современных переписей населения являются их поименность, однодневность и периодичность. При переписях все без исключения жители страны переписываются поименно, при чем, кроме имени и фамилии каждого жителя, записывается и ряд признаков для определения массовых свойств переписываемого населения (пол, возраст, народность, занятие и т. п.). Такая всеобщая поименная регистрация при этом приурочивается к одному заранее определенному дню и даже часу (так называемому критическому



моменту переписи). Приурочение переписи к определенному моменту времени необходимо в виду того, что население находится в непрерывном движении и непрерывно изменяется вследствие рождений, смертей, переездов и перемещений из одной местности в другую. Вместе с тем, производя перепись и изучая численность и состав населения, мы как бы мыслим население в неподвижном состоянии. Чтобы перепись по возможности отразила такое неподвижное состояние, состояние покоя, и необходимо, чтобы все данные переписи были приурочены к одному определенному моменту. Это, понятно, не означает, что все жители страны действительно переписываются в один определенный час или момент; это, конечно, невозможно; требование одномоментности производства переписей сводится на практике к приурочиванию счета жителей и всех данных к определенному дню и часу. Таким образом, если, например, как это обычно и бывает, критическим моментом переписи установлено 12 часов ночи накануне заранее точно определенного дня, то *не* переписываются все родившиеся, а равно прибывшие в данную местность после 12 часов, и умершие и выбывшие до 12 часов; наоборот, переписываются родившиеся и прибывшие до 12 часов и умершие и выбывшие после 12 часов. То же относится и к качественным признакам; если, например, опрашиваемый женился или овдовел после критического момента, то он записывается холостым или женатым, а если он женился или овдовел *до* критического момента, то записывается женатым или вдовым. Обычно обход счетчиками домов, квартир и селений и перепись жителей начинается за несколько дней до критического момента и к критическому моменту заканчивается; после критического момента счетчики вновь

обходят все дома, квартиры и селения и путем опроса приурочивают все данные к критическому моменту, исправляя и дополняя имеющиеся записи соответственно тем переменам, которые произошли в период времени от заполнения переписных формуляров до критического момента. В тех более редких случаях, когда производство переписи начинается только после критического момента (как это практиковалось у нас в Союзе при переписях 1920 и 1926 гг. и практикуется при переписях в Соединенных Штатах), и таким образом обход и опрос производятся однократно, счетчикам вменяется в обязанность строго следить, чтобы записи и счет населения обязательно приурочивались к критическому моменту, что требует большого внимания и напряжения со стороны счетчиков, а также внимания и хорошей памяти у населения, так как обход и производство записей длятся довольно продолжительное время. У нас в Союзе при переписи 1926 года перепись сельского населения должна была закончиться в течение 2 недель, считая со дня переписи, а в городах в течение недели; в Соединенных Штатах срок производства переписи в городах—2 недели и в сельских местностях—один месяц.

\* Подготовительные работы к переписи. Производству переписи предшествует ряд подготовительных работ, состоящих прежде всего в составлении или тщательной выверке и исправлении списков населенных мест в сельских местностях и списков владений или домов в городах. Под населенными местами, в целях переписи, подразумеваются не только одни сплошные селения, но также и все отдельно стоящие хутора, дворы или жилые строения, как, например, лесные сторожки.

железнодорожные станции и будки и т. п. Кроме списков, обычно заготавливаются также схематические карты и планы для ориентировки переписного персонала. Переписная территория затем разделяется на точно отграниченные переписные отделы, и приглашается персонал для заведывания отделами; отделы в свою очередь делятся на счетные участки, и приглашается необходимое количество счетного персонала. И счетный, и руководящий персонал тщательно инструктируется о порядке производства переписи и в отношении однообразного понимания различных вопросов переписных формуляров. Счетчики в сельских местностях снабжаются списками населенных мест, входящих в состав их счетных участков и схематическими картами участков, а в городах списками домовладений своего счетного участка и планами. Кроме того, счетчики снабжаются необходимым количеством переписных формуляров. Население заблаговременно извещается о предстоящей переписи путем газет, плакатов, а также путем издания обязательных постановлений о переписи, способах и времени ее производства.

\* Производство переписи. Перепись производится или путем самоисчисления, или путем опроса, или же смешанным путем. При самоисчислении переписные формуляры заполняются самим населением, при чем счетчики разносят формуляры по дворам, домам и квартирам, дают необходимые инструкционные указания о заполнении формуляров, а затем через несколько дней вторично обходят дома и квартиры и отбирают заполненные формуляры, проверяя формальную правильность записей, а также приурочивая записи к критическому моменту переписи. При

опросном способе формуляры переписи заполняются самими счетчиками путем непосредственного опроса переписываемого населения. При смешанном способе часть населения переписывается путем самоисчисления и часть путем опроса. Способ самоисчисления возможен, понятно, при достаточной степени грамотности и культурности населения. В большинстве западно-европейских стран применяется самоисчисление, в некоторых же смешанный способ. В Соединенных Штатах переписи производятся исключительно путем опроса. При русских переписях среди сельского населения практикуется способ опроса, среди городского же населения смешанный способ. Как было указано выше, задача и заполнение формуляров обычно производится *до* критического момента переписи, а после критического момента при вторичном обходе счетчиками производится лишь проверка и приурочивание данных к критическому моменту; при способе самоисчисления такая организация является правилом, но и при способе опроса и смешанном часто также практикуется эта система двукратного обхода, как более гарантирующая правильность данных в отношении их соответствия определенному моменту времени. У нас система двукратного обхода была принята при переписи 1897 г., а также и при прежних местных городских переписях, в частности при ленинградских переписях.

При переписях 1920 и 1926 г.г. было, наоборот, принято, что производство переписи должно начинаться в самый день переписи, и обход был однократный, при чем счетчики должны были тщательно следить, чтобы все данные и счет населения были приурочены ко дню и критическому моменту переписи.

\* Из истории переписей. Производство всеобщих переписей населения на современных организационных и технических началах возникло сравнительно недавно, в большинстве стран лишь в XIX веке. Разнообразные в организационном и техническом отношении исчисления населения, которые производились в прежние времена и которым нередко присваивают наименование переписей, имеют мало общего с современными переписями населения. Исчисления эти предпринимались преимущественно в фискально-финансовых и военных целях учета налогоплательщиков и мужчин, способных носить оружие, и, естественно, имели в виду только известную часть населения, привлекающуюся к отбыванию повинностей, и не распространялись на все население. Весьма длительный обычно срок производства прежних исчислений населения, без приурочивания данных к определенному моменту времени, вел к двойному счету, пропускам и другим неточностям. Кроме того, население, зная, что эти исчисления служат основанием для распределения тех или иных налогов и повинностей, обычно старалось уклоняться от внесения в составляемые списки. Нередко, впрочем, исчисления сводились к простому подсчету тех или иных лиц и групп лиц, без каких-либо переписных формуляров. Но и там, где составлялись те или иные поименные списки, списки эти обычно не содержали почти никаких или очень мало регистрируемых признаков, что в значительной мере лишало эти исчисления сколько-нибудь широкого научного и практического значения.

\* В древние времена, задолго до начала нашего летоисчисления, такие учеты и исчисления населения в разнообразной форме производились в Китае, Японии, Египте, древней Иудее; позже в древнем Риме (римские цензы). Производились

также исчисления в некоторых местностях и городах и в средние века. Все эти исчисления имеют весьма отдаленное сходство с современными переписями.

\* Ближе к современным переписям подходят периодические исчисления населения в Швеции и Финляндии, которые стали там регулярно производиться, начиная с 1749 г. (в Финляндии с 1751 г.). Исчисления эти основывались там на текущих списках всего населения, которые в Швеции и Финляндии обязательно велись и ведутся и ныне в каждом приходе.

\* Правильные периодические всеобщие переписи населения, в современном смысле этого слова, раньше всего (с 1790 г.) установились в Соединенных Штатах, где они с указанного года регулярно производятся каждые 10 лет. С 1801 г. правильные периодические переписи (каждые 10 лет) стали производиться в Англии и Шотландии. Во Франции первая всеобщая перепись была произведена в 1801 г., затем в 1806, 1821 и 1831 гг., а начиная с 1831 г. переписи во Франции производятся уже регулярно каждые 5 лет. В отдельных союзных государствах Германии (Пруссии, Баварии, Саксонии, Вюртемберге, Бадене) правильные периодические переписи (каждые 3 года) стали производиться с начала 30-х годов XIX столетия; с объединением Германии в 1871 году был установлен для всех союзных германских государств пятилетний срок производства переписей. В Норвегии регулярные переписи каждые 10 лет производятся начиная с 1815 г., в Голландии—с 1829 г., в Дании—с 1840 г., в Бельгии с 1846 г.

\* Однако, все эти переписи, примерно, до половины XIX века, хотя и удовлетворяли более или менее современным требованиям в отношении организации переписей, в частности, в смысле

поименности и однодневности, были мало пригодны для научных и практических целей, в виду крайне ограниченного количества регистрируемых признаков; в большинстве случаев не регистрировался при этих ранних переписях первой половины XIX века даже такой элементарный и необходимый признак, как возраст, не говоря уже о ряде других признаков, обязательно регистрируемых в настоящее время при переписях. При первой английской переписи 1801 г., например, записывались только пол опрашиваемого и род занятий, при чем занятия должны были обозначаться всего по 3 рубрикам и без какой-либо детализации: земледелие, торговля, прочие занятия. При английской переписи 1821 года был поставлен вопрос о возрасте, но с оговоркой, что возраст показывается только в случаях, «если опрашиваемый не считает этот вопрос для себя стеснительным». Вопрос о возрасте был в Англии введен, как обязательный, лишь начиная с переписи 1841 г. Первой удовлетворяющей научным требованиям подробной переписью населения является бельгийская перепись 1846 г., произведенная под руководством Кетле. Начиная примерно с этого времени, т.-е. с 50-х годов прошлого века, и переписи в других странах начинают удовлетворять современным требованиям, предъявляемым к переписям.

\* В России попытки исчисления населения были предпринимаемы еще татарами, которые делали такие учеты (по дворам). Подобные же попытки делались и позже и соединялись с учетом и описанием земель. Объектом этих учетов было не все население, а только население так называемых тяглых дворов, т.-е. несших какие-либо повинности. Со времени Петра I в России стали производиться так называемые ревизии. Первая ревизия была в 1718 г. Всех ревизий было 10,

при чем последняя была в 1857 г. Введение при Петре I подушной подати делало необходимым подсчет «душ» мужского пола податных сословий, которые подлежали новому налогу. Кроме того, ревизии преследовали военные цели учета лиц, подлежащих рекрутской повинности. Хотя круг лиц, охватываемых ревизиями, при последних ревизиях был расширен, но ревизии никогда не распространялись на все население, при чем и из подлежащих регистрации значительная часть ускользала; самое производство ревизий обычно растягивалось на очень продолжительное время (нередко несколько лет), что также способствовало их неточности. Таким образом, ревизии имеют мало общего с современными переписями и представляют типичные охарактеризованные выше неполные исчисления населения.

\* Первая всеобщая перепись населения была произведена в России 28 января 1897 г., и до революции других всеобщих переписей населения в России не было. Лишь в некоторых крупных городах (Ленинград, Москва) производились местные переписи населения по инициативе б. городских самоуправлений. Такие переписи были в Ленинграде в 1869, 1881, 1890, 1900 и 1910 гг.; в Москве в 1871, 1882, 1902, 1912 гг. После революции имели место две всеобщие переписи населения— 28 августа 1920 г. и 17 декабря 1926 г. Кроме того, 15 марта 1923 г. была произведена всеобщая перепись городского населения Союза. Перепись 1920 г., произведенная в условиях гражданской войны, является неполной и не захватила большей части окраин Союза; осталось непереписанным население Белоруссии, Волынской и Подольской губерний, Крыма и Закавказья, нагорной полосы Северного Кавказа, части Туркестана и Киргизии, Дальнего Востока. Не были переписаны



еще некоторые местности в Европейской России и Украины. В общем было переписано лишь около 72% населения Союза. Перепись 1926 г. охватила полностью все население Союза.

\* Периодичность и сроки производства переписей. Для правильного учета численности и состава населения необходимо, чтобы переписи населения производились периодически через одинаковые промежутки времени. Международным статистическим конгрессом, происходившим в Брюсселе в 1853 г. было вынесено постановление о необходимости производства переписей через каждые 10 лет. На Международном конгрессе, происходившем в 1872 г. в Петербурге, было постановлено о желательности, в целях наилучшей сравнимости данных о населении, чтобы во всех странах переписи производились в годы, оканчивающиеся нулем.

\* В настоящее время правильное периодическое производство переписей населения установлено в Европе в преобладающем большинстве государств. Не имеется твердо определенных сроков в Румынии, Греции и у нас в Союзе. Что касается вне-европейских стран, то и там в значительной части или производятся периодические переписи, или, во всяком случае, была хотя бы одна всеобщая перепись. Из общего количества населения земного шара, которое составляет около 1.700—1.800 миллионов, подвергалось или периодически подвергается переписи около  $\frac{2}{3}$ . Из непереписанного населения слишком  $\frac{2}{3}$  приходится на Китай, и вообще неопределенность в исчислении количества населения земного шара зависит, главным образом, от противоречивых данных о населении Китая, где настоящих переписей никогда не было и где

по различным источникам, на основании различных косвенных данных и вычислений, численность населения противоречиво определяется в пределах от 300 до 400 с лишком миллионов.

\* В большинстве государств переписи производятся каждые 10 лет. Более частый, 5-летний, срок производства переписей принят во Франции, Германии, Болгарии; пятилетний срок существовал до войны и в бывшей Сербии. Упомянутое выше постановление статистического конгресса о желательности производства переписей в годы, оканчивающиеся нулем, также принято в значительной части стран. Исключение здесь составляют Англия с колониями, Франция, Италия, Дания, где переписи производятся в годы, оканчивающиеся на 1 (во Франции, кроме того, и в годы, оканчивающиеся на 6). В Голландии переписи до мировой войны производились в годы, оканчивающиеся на 9, но после войны срок был изменен, и последняя голландская перепись была в 1920 г.

\* В большинстве стран установлены не только определенные годы для производства переписей, но и определенные дни. Таким днем в значительной части стран принято 31 декабря, т. е. последний день года. Срок этот является наиболее целесообразным для многих построений в области демографической статистики, в частности для построения таблиц смертности. Удобство этого срока в демографическом отношении состоит особенно в том, что при нем показываемый год рождения определяет и возраст, в смысле количества полных прожитых лет. Если, например, перепись производится 31 декабря 1925 г., то, очевидно, что возраст всех родившихся в 1924 г. составляет в момент переписи 1 год, возраст родившихся в 1915 г.—10 лет и т. д. Наоборот, лица, например, в возрасте 2 лет все родились в 1923 г., лица

в возрасте 15 лет родились в 1910 г. и т. д. Если же перепись или опрос о возрасте производятся не в последний день календарного года, а в другое время, то ни год рождения не определяется показываемым возрастом, ни возраст не определяется показываемым годом рождения. Если, например, перепись или опрос производится 1 июля 1925 г., то родившиеся, например, в 1924 г. могут быть, в зависимости от числа и месяца рождения, или в возрасте 1 года или в возрасте менее года; родившиеся в 1915 г.—в возрасте 10 или 9 лет и т. д.; годом рождения лиц в возрасте 2 лет может быть или 1923 г. или 1922 г., годом рождения лиц в возрасте 15 лет может быть или 1910 г. или 1909 г. и т. д. Таким образом, если перепись или опрос производятся не в последний день календарного года, то для определения возраста необходимо ставить вопрос не только о годе рождения, но обязательно и о числе и месяце рождения. 31 декабря, как день переписи, принят был до мировой войны в Австрии, Венгрии, Бельгии, Болгарии, Сербии, Испании, Голландии, Швеции. В Германии, Норвегии (начиная с 1900 г.), Швейцарии, Португалии—днем переписи было принято 1 декабря, в Дании 1 февраля, во Франции срок колеблется между разными числами марта, в Англии принят первый понедельник в апреле. В Италии до 1881 г. перепись производилась 31 декабря, а затем сроки менялись; перепись 1901 г. произведена 9 февраля, перепись 1911 г. — 10 июля, перепись 1921 г.—1 декабря. В Соединенных Штатах первые четыре переписи с 1790 до 1820 гг. производились в первый понедельник в августе, все 8 переписей с 1830 до 1900 гг. включительно были произведены 1 июня, перепись 1910 г.—15 апреля и перепись 1920 г.—1 января.

\* Мировая война частично нарушила правильную периодичность переписей. Во Франции, Германии, Сербии и Болгарии не состоялись переписи, которые должны были иметь место в 1916 г. во Франции и в 1915 г. в остальных 3 странах. После войны переписи в большинстве государств состоялись в обычные сроки. В Германии первая послевоенная перепись была произведена по сокращенной программе и в необычный срок—8 октября 1919 г. Вторая послевоенная перепись в Германии была в обычный срок в отношении года, но в необычный в отношении дня—16 июня 1925 г. Перепись в Англии была произведена в обычный срок в отношении года (1921 г.), но день переписи был перенесен с начала апреля на 19 июня. Во Франции послевоенные переписи состоялись в обычные сроки—6 марта 1921 г. и 7 марта 1926 г. В распавшихся в результате войны и во вновь образовавшихся государствах переписи были произведены в самые разнообразные сроки: в Австрии 31 января 1920 г. и 7 марта 1923 г., в Чехо-Словакии 15 февраля 1921 г., в Польше 30 сентября 1921 г., в Юго-Славии 31 января 1921 г., в Литве 17 сентября 1923 г., в Эстонии 28 декабря 1922 г., в Латвии 14 июня 1920 г. и 10 февраля 1925 г. Из других принимавших участие в войне государств переписи после войны были произведены: в Бельгии в обычный срок 31 декабря 1920 г., в Италии 1 декабря 1921 г., в Венгрии в обычный срок 31 декабря 1920 г., в Греции 1 января 1921 г., в Португалии в обычный срок 1 декабря 1920 г., в Болгарии в обычный срок 31 декабря 1920 г. и в необычный срок 31 декабря 1926 г. В Румынии после войны полной подробной переписи не было, и произведено лишь приблизительное исчисление населения, приуроченное к 31 декабря 1920 года.

\*Переписные формуляры. При переписях применяется или система индивидуальных карточек, при которой каждый житель записывается на отдельной карточке, так называемом личном листке, или система ведомостей (списочная система). В последнем случае на одну ведомость обыкновенно записываются все члены данной семьи или данного хозяйства. В Соединенных Штатах практикуется списочная система без отдельных ведомостей для каждого хозяйства, но на переписную ведомость заносится определенное число лиц, на которое рассчитана каждая ведомость. При переписи 1920 г. в Соединенных Штатах одна ведомость полагалась для записи 50 лиц. Система личных листов удобна тем, что переписные листки после производства переписи могут сразу поступать в разработку; при списочной же системе, в целях удобства подсчета и сводки, приходится переписывать имеющиеся на ведомости индивидуальные данные на карточки (счетные фишки), т.-е. делать как бы двойную работу. В настоящее время в большинстве стран разработка переписных данных производится посредством особых счетных электрических машин, при чем для электрического подсчета необходимо переносить индивидуальные данные путем пробивания на специальные картонные карточки. Таким образом, с введением способов электрической разработки, преимущества личных листков в смысле их пригодности для сводки, отпали, так как индивидуальные записи при этом все равно приходится переносить на специальные картонные карточки, безразлично, велись ли первичные записи на личных листках или в форме списков. В связи с этим в большинстве стран переписи в настоящее время производится по списочной системе. Нужно заметить, что вообще система личных листков, хотя

и значительно облегчает дальнейшую статистическую разработку при производстве работы вручную, но представляет и некоторые неудобства благодаря легкой возможности утери листков, а главное в силу изолирования данных, относящихся к членам одной семьи или хозяйства. В СССР переписи 1920 и 1926 гг. производились по системе личных листков, первая же всероссийская перепись 1897 г. по списочной системе отдельных посемейных ведомостей (переписных листов).

\* В отношении признаков, подлежащих регистрации при переписях населения, Международный статистический конгресс, происходивший в Петербурге в 1872 г., установил следующие обязательные, по мнению конгресса, вопросы: 1) имя и фамилия; 2) пол; 3) возраст; 4) семейное состояние; 5) отношение к главе семьи или хозяйства; 6) занятие и социальное положение; 7) вероисповедание; 8) разговорный язык; 9) грамотность; 10) место рождения и национальность; 11) постоянное местожительство; 12) наличие физических недостатков (слепота на оба глаза, глухонемота, душевная болезнь). На практике в настоящее время в различных странах более или менее значительно отступают от указанной схемы; во многих странах ставится ряд дополнительных вопросов, некоторые же вопросы приведенной схемы не ставятся. В частности в большинстве стран не ставится вопрос о грамотности; вопрос о вероисповедании не ставится в Англии, Бельгии, Италии, Франции, Испании, Дании, Швеции в Соединенных Штатах и после революции у нас в СССР. Приводим признаки, которые учитывались при последних по времени переписях населения в СССР, Германии, Англии и Соединенных Штатах.

\* При всесоюзной переписи 17 декабря 1926 г. учитывались следующие признаки: 1) фамилия, имя, отчество; 2) пол; 3) возраст; 4) народность; 5) родной язык; 6) место рождения; 7) сколько времени постоянно живет в месте переписи; 8) семейное состояние; 9) грамотность; 10—11) отметка о физических недостатках и душевной болезни; 12) главное и побочное занятие, положение в занятии и отрасль труда, 13) для безработных прежнее занятие и сколько времени без работы; 14) для неимеющих занятия источник средств существования; 15) для неимеющих занятия и живущих на чужие средства (несамодельных) занятие лица, дающего средства к жизни.

\* Кроме личного листка, составлявшегося на каждого жителя, в городах при переписи 1926 г. составлялись еще особые семейные карточки, до известной степени аналогичные применяющимся при списочной системе семейным и хозяйственным ведомостям. На карточках помещался именной список членов семьи с указанием отношения к главе семьи и ряда признаков, имеющих на личном листке (пол, возраст, занятие и т. д.), а равно и не имеющих (были ли налицо в день переписи или временно отсутствовал, имеет ли землю в деревне и др.). Кроме того, на семейной карточке отмечались и различные данные, характеризующие жилищные условия семьи, и таким образом семейная карта как бы заменяла квартирный листок, обычно составлявшийся у нас при переписях городского населения.

\* При германской переписи 16 июня 1925 г., производившейся по списочной системе, ставились такие вопросы: 1) имя; 2) фамилия; 3) отношение к главе семьи; 4) пол; 5) число, месяц и год рождения; 6) семейное состояние; 7) вероисповедание; 8) подданство; 9) родной язык; 10) если родной язык не немецкий, то говорит ли опрашиваемый по-немецки

11—13) последнее до начала мировой войны 1914 г. постоянное место жительства; 14) точное указание главного занятия или источника средств существования; 15) положение в занятии (хозяин, рабочий, служащий), при чем для служащих указывать название должности; 16—17) наименование и адрес учреждения, где работает или служит, с обозначением рода производства; 18) отметка о безработице; 19—20) побочное занятие.

\* При английской переписи 19 июня 1921 г. отмечались следующие признаки: 1) имя и фамилия; 2) отношение к главе семьи или хозяйства; 3) возраст в годах и месяцах; 4) пол; 5) семейное состояние; 6) для женатых мужчин, вдовцов и вдов, число и возраст находящихся в живых детей моложе 16 лет, где бы они не находились в момент переписи. Для детей моложе 15 лет, жив ли отец и жива ли мать; 7) место рождения; 8—10) занятие, социальное положение и место работы.

\* Программа переписей в Соединенных Штатах отличается специфическими особенностями некоторых вопросов, стоящими в связи с демографическими особенностями населения Соединенных Штатов,—страны с сильно развитой иммиграцией. При переписи населения 1 января 1920 г. в Соединенных Штатах учитывались такие признаки: 1—4) адресные сведения; 5) имя и фамилия; 6) отношение к главе семьи или хозяйства; 7—8) живет ли в собственном доме, наемном доме или квартире; 9) пол; 10) раса; 11) возраст в последний исполнившийся день рождения; 12) семейное состояние; 13) если иммигрант, то год иммиграции в Соединенные Штаты; 14) натурализован или нет; 15) если натурализован, год натурализации; 16) посещал ли школу за время с 1 сентября 1919 г.; 17) умеет ли читать; 18) умеет ли писать; 19) где родился; 20) родной язык; 21) где родился отец опрашиваемого; 22) родной язык отца опрашиваемого; 23) где родилась мать опрашиваемого; 24) родной язык матери опрашиваемого; 25) говорит ли опрашиваемый по-английски; 26—28) занятие, место занятия и род производства, положение в занятии.

\* Категории учитываемого населения. В большинстве стран переписи производятся на принципе наличного населения, т. е. все жители переписываются там, где они находятся налицо в момент переписи, хотя бы они находились там случайно, проездом и т. п. При этом,



однако, нередко производятся записи, дающие до известной степени возможность учесть так называемое постоянное население данной местности, т.е. жителей, которые обыкновенно живут в данной местности, имеют там свою оседлость, безразлично, находятся ли они налицо во время переписи или нет. Постоянное население, очевидно, равняется наличному населению, за вычетом временно присутствующих, но с добавлением временно отсутствующих. Поэтому в целях учета постоянного населения, на формулярах переписи в подлежащих случаях делаются отметки о случайном или временном пребывании в данном месте в момент переписи и вместе с тем записываются, кроме находящихся налицо, и временно отсутствующие постоянные жители данной местности. Учет постоянного населения во многих отношениях является важным и существенным; однако, на практике перепись и учет постоянного населения представляют большие трудности, в виду отсутствия ясных бесспорных признаков для соответствующего разграничения. Если понятие «наличный» вполне ясно и определено, то понятие «временно отсутствующий», «временно присутствующий», «постоянный житель» является во многих случаях чисто условным и определяется совершенно произвольно. По остроумному замечанию Бертильона, жителей нужно записывать там, где они находятся, а не там, где их нет. Поэтому в большинстве стран подсчет и сводка данных переписи производятся только в отношении наличного населения. Лишь в Соединенных Штатах переписывается и подсчитывается только одно постоянное население, при чем постоянным местожительством считается то место, где данное лицо обыкновенно ночует. Во Франции переписывается и подсчитывается и

наличное, и постоянное население. В Германии до последней переписи 1925 г. учитывалось только наличное население, но при переписи 1925 г. должны были записываться в каждом хозяйстве и временно или случайно отсутствующие и особо отмечаться временно или случайно присутствующие. Особую категорию населения составляют в некоторых странах так называемое юридическое или приписное население. Дать общее определение этой категории населения не представляется возможным, так как каждое государство понимает этот термин по-своему, и признаки для его определения различны в различных странах. Во многих случаях термин «юридическое население» совпадает с термином «постоянное население». Юридическое население, где оно существует в виде отдельной категории, обычно при переписях отдельно не учитывается. В России до революции крестьяне и мещане обязаны были припискою к сельским обществам, волостям или городским обществам; равным образом лица казачьего войскового сословия были приписаны к какому-нибудь станичному обществу и казачьему войску. Дворяне, чиновники, почетные граждане и пр. не были обязаны припискою. Крестьяне и мещане могли быть таким образом при переписи налицо в одной местности, постоянно проживать в другом месте и быть приписанными в третьем месте. При первой русской переписи 1897 г. была сделана попытка учесть все три категории населения. Относительно лиц, обязанных припискою, должно было отмечаться место их приписки; далее ставился вопрос, где обыкновенно проживает данное лицо, и кроме того должна была делаться отметка об отсутствии, отлучке и о временном пребывании. Попытка подсчета населения отдельных местностей, на основании

Этих записей, с разделением населения на наличное, постоянное и приписное, окончилась, как и следовало ожидать, неудачей. Приписное население, вообще, оказалось невозможным подсчитать; постоянное же население всей России оказалось почти на миллион выше наличного. В действительности такой разницы быть не могло, и при подсчете по всей России количество наличного и постоянного населения должно бы было совпадать или лишь незначительно различаться. Очевидно, при производстве переписи постоянное население смешивалось с приписным, и часть лиц, приписанных к какой-либо местности и постоянно проживавших в другом месте, переписывалась, как постоянное население дважды,—как постоянно проживающие в месте приписки и как постоянно проживающее в месте постоянного жительства.

\* При переписях 1920 и 1926 гг. в основу производства и разработки переписи было положено наличное население. При переписи 1926 г., впрочем, на составлявшихся в городах семейно-квартирных картах (см. выше, стр. 267), должно было записываться не наличное население, а постоянное. Основная разработка переписи будет, однако, вестись по личным листкам и относиться только к наличному населению.

Правила постановки вопросов при переписях. Известный английский статистик Боули указывает такие общие правила постановки вопросов при переписях и вообще при массовых опросах населения: 1) количество вопросов должно быть небольшим; 2) вопросы должны быть по возможности отредактированы так, чтобы ответ на них мог быть дан в форме

«да» или «нет»; 3) вопросы должны быть поставлены так, чтобы каждый мог их легко понять, без всяких дополнительных разъяснений и инструкций; 4) не следует ставить вопросов, могущих возбудить подозрение населения (в отношении налогов и т. п.), и вопросов интимно-щекотливого характера; 5) вопросы должны, по возможности, давать материал для взаимного контроля и проверки правильности показаний.

Точность переписных данных. Данные переписей населения никогда не бывают абсолютно точными; часть населения, особенно находящиеся в пути, ускользают от переписи; некоторые переписываются дважды; допускаются ошибки и счетчиками. В целом, однако, данные переписей являются достаточно надежными, и на них можно положиться.

Текущая регистрация демографических явлений. Если представляется нелегким делом получить точные и полные данные при переписях, производимых специально инструктированным персоналом, то еще большие трудности возникают в отношении текущих записей демографических явлений. Записи эти производятся самыми разнообразными лицами,—врачами, фельдшерами, сестрами милосердия, духовенством и т. д., обычно неинструктированными в смысле правильного ведения записей, неинтересующимися ведением записей и нередко тяготящимися ими и смотрящими на них как на докучливое излишнее бремя. Само население во многих случаях не дает себе отчета во всей важности записей таких жизненных явлений, как рождение,

смерть, брак. Популяризация демографических сведений, инструктирование персонала, ведущего записи, и повышение культурного уровня населения являются главными моментами, способствующими устранению небрежного и неаккуратного ведения демографических записей.

\* Акты гражданского состояния. Акты гражданского состояния представляют исходящие от установленных органов власти записи событий рождения, смерти, брака. Несмотря на всю важность правильного учета и регистрации этих явлений, дело это обратило на себя серьезное внимание государственной власти лишь за последние два столетия.

\* Церковная регистрация. Текущая регистрация браков, рождений и смертей, — явлений, объединяемых под общим названием естественного движения населения, — возникла из церковных записей соответствующих обрядов. Еще в IV веке духовенство в Западной Европе местами вело подобные записи, внося в регистры свои требы и сборы за них. В конце VI века появляются так называемые церковные книги, которые в XVI веке получили повсеместное распространение. Созданное фактическое положение было закреплено постановлением Тридентского собора (1563 г.), определившим для католического духовенства обязательное ведение книг бракосочетаний, крещений и погребений и установившим общие правила ведения церковных книг. Государственная власть, заинтересованная в надлежащем ведении этих записей, связанных с важными юридическими последствиями, вытекающими из факта брака,

рождения и смерти, начала вскоре осуществлять контроль над записями, устанавливать некоторые общеобязательные правила и т. п.

\*Гражданская регистрация. Развитие этого контроля постепенно привело к тому, что самое ведение книг стало переходить к государственным органам, и стала вводиться гражданская регистрация актов состояния. Раньше всего гражданская регистрация была введена во Франции в эпоху революции в 1791 г. и позже всего у нас в России, где гражданская регистрация была установлена после революции в декабре 1917 г. В 1805 г. гражданская регистрация введена в Бельгии, в 1815 г. в Голландии, в 1836 г. в Англии и Уэльсе, в 1850 г. в Шотландии, в 1861 г. в Ирландии, в 1864 г. в Румынии, в 1865 г. в Италии, в 1870 г. в Испании, в 1874 г. в Швейцарии, в 1875 г. в Германии, в 1897 г. в Венгрии, в 1900 г. в Португалии. Система церковных записей в настоящее время сохранилась в Австрии и Юго-Славии на территории бывшей Сербии. В Швеции, Норвегии, Дании и Финляндии записи, хотя и ведутся духовенством, но в особых книгах, отдельно от записей церковных обрядов, при чем книги эти признаются гражданскими регистрами.

\*Акты гражданского состояния в СССР. В России до революции законодательство возлагало регистрацию актов состояния, введенную в конце царствования Петра I, на приходское духовенство. Повсеместное ведение записей (метрических книг) было установлено для православного духовенства в 1722 г. Позже, чем для православного исповедания, явились законы о ведении

метрических книг для других исповеданий: для лютеран в 1764 г., для католиков в 1826 г., для магометан в 1828 г., для евреев в 1835 г.

\* С установлением у нас после революции гражданской регистрации, ведение актов гражданского состояния отнесено к обязанности гражданской власти в лице специально созданных учреждений— Отделов записей актов гражданского состояния (так называемых Загсов), организованных по обычной для учреждений Союза схеме— при советах всех степеней, начиная от центральной власти— Наркомвнудела, и кончая сельсоветами в лице их представителей, при чем Наркомвнудел исполняет функции органа, надзирающего и преподающего руководящие указания. Записи рождений, смертей, браков и разводов производятся в настоящее время для жителей областных, губернских и окружных городов в областных, губернских и окружных Загсах (в крупных городах Загсы имеются и в отдельных административных районах города); для жителей уездных городов—в уездных Загсах; для жителей безуездных городов и рабочих поселков, где образованы городские советы,—в этих советах; для сельского населения, а равно и для жителей тех городов и рабочих поселков, где образованы сельские советы, запись разводов производится в волостных исполнительных комитетах и районных столах записей актов гражданского состояния, а записи браков, рождений и смертей в сельских советах. Все книги записей актов гражданского состояния ведутся в двух экземплярах, при чем один экземпляр должен постоянно храниться в том учреждении, где производятся записи, а другой—в определенные сроки (до 1926 г. ежегодно, а с 1926 г. ежемесячно) отсылаться для хранения в архив Губзагса или соответственно Центрозагса.

\* Порядок получения статистических материалов по естественному движению населения. Для целей статистической разработки материалы записей актов гражданского состояния получают статистическими органами или в виде готовых цифровых сводок, производимых теми же лицами, которые ведут метрические книги (децентрализованная сводка), или в виде именных списков, скопированных из книг, или же в виде индивидуальных карточек, заполняемых лицами, ведущими книги, при чем иногда на карточках имеются дополнительные вопросы, в метрических книгах отсутствующие. В преобладающем большинстве стран принята наиболее целесообразная с статистической точки зрения система индивидуальных карточек, в частности в Германии, Австрии, Венгрии, Дании, Голландии, Италии, Испании, Швейцарии, Франции, Болгарии, Сербии, Румынии, Японии. Система именных списков существует в Англии, Шотландии, Ирландии, Норвегии и Швеции. В виде готовых цифровых сводок материал получается статистическими органами в Бельгии и Финляндии.

\* В России при церковной системе регистрации существовала система децентрализованной сводки. Духовенство само производило табличные извлечения из метрик и производило сводку по приходам; сводки эти затем пересылались в местные статистические комитеты, которые суммировали сводки по уездам и губерниям и препровождали сведенные данные в Центральный статистический комитет. В связи с неподготовленностью низшего духовного персонала (псаломщики и др.), которому это дело обычно поручалось, к производству довольно сложной статистической работы, какой являются цифровые сводки из метрик, и благодаря



формальному нередко отношению к делу, приходские таблицы зачастую являлись небезукоризненными в смысле правильности выборок и подсчетов. Статистические организации поэтому стремились к осуществлению системы карточной регистрации, при которой духовенство освобождалось бы от обязанности составления статистических таблиц, но записывало бы родившихся, умерших и браки, кроме метрик, на индивидуальные карточки, которые и пересылались бы вместо таблиц, в статистические учреждения. В ряде губерний (Московская, Ленинградская, Нижегородская, Новгородская, Тульская и др.) и городов (Ленинград, Москва, Одесса и др.) эта система и была осуществлена.

\* С введением у нас после революции гражданской регистрации актов состояния, было установлено для статистических целей, чтобы помимо записей в книги, Загсы заполняли статистические карточки, которые составляли отрывную часть актовых книг. Карточки эти Загсами пересылались в губернские или уездные статистические отделы. Эта вполне целесообразная система была, однако, ради сомнительной экономии, в 1926 г. отменена, и отдельные статистические карточки упразднены (кроме Украины, где удалось отстоять их сохранение). Статистическим органам было предложено пользоваться вторыми экземплярами записей, которые пересылаются местными Загсами для хранения в губернские архивы Загсов. Работа статистических органов при таких условиях, при отсутствии специальной статистической карточки, находящейся в их распоряжении, оказалась крайне затрудненной и осложненной; не создано в целом и никакой экономии государственных средств, т. к. единственным целесообразным исходом из создавшегося положения является составление статистических карточек

самими статистическими органами путем копирования записей имеющихся в архивах Загсов, что, понятно, требует дополнительного персонала. В настоящее время Центральным статистическим управлением возбужден вопрос о восстановлении прежнего порядка составления статистических карточек Загсами.

\*Регистрация рождений. Полноту регистрации рождений стремятся обеспечить установлением обязательности записи родившихся в определенный со дня рождения срок. Срок этот колеблется от 3 дней во Франции, Бельгии, Голландии, Испании, Швейцарии до одного месяца в Португалии и Норвегии, 6 недель в Англии и 2 месяцев в Австралийском союзе. В Германии срок составляет 7 дней, в Италии 5 дней, в Соединенных Штатах 10 дней. У нас в настоящее время заявление о рождении ребенка должно последовать в двухнедельный срок, при чем губернским, краевым и областным Загсам предоставляется право для отдельных местностей удлинить указанный срок, не свыше, однако, шести недель. При кратких сроках полнота регистрации более обеспечена, чем при длительных. При длительных сроках часть родившихся детей успевает умереть до регистрации; хотя при последующей записи смерти ребенка в таких случаях и полагается производить запоздалую запись факта рождения, но несомненно, что часть детей при этом остается незаписанной. Существенное значение для полноты записей родившихся, равно как и умерших, имеет территориальная близость регистрирующего органа. В этом отношении СССР с его громадными пространствами находится в неблагоприятных условиях, и у нас в значительной части Азиатской России (в отдельных губерниях

Сибири, в Туркестане) и прежде, и в настоящее время регистрация родившихся и умерших является настолько неполной, что лишена какого-либо статистического значения. Гражданская регистрация в общем более обеспечивает полноту записей, чем церковная. Обуславливается это главным образом тем, что церковные записи регистрируют собственно не самые факты рождения и смерти, но совершаемые по поводу этих фактов обряды (крещение, обрезание, отпевание). В тех случаях, когда обряд почему-либо не был совершен, остается незарегистрированным и самый факт; так, в православные метрики о родившихся могли не попадать младенцы, умершие до крещения; в метрики об умерших—самоубийцы, как лишаящиеся по церковным правилам христианского погребения, и т. п. Характерными в этом отношении являются раввинские записи родившихся у евреев. При бывшей у нас до революции церковной регистрации, статистические данные о половом распределении родившихся у евреев показывали резко повышенную пропорцию рождающихся мальчиков: 128 мальчиков на 100 девочек, напр., в 1905—1909 гг. для Европейской России, а для отдельных губерний даже 150—170 мальчиков на 100 девочек. В виду общеизвестного постоянства статистической цифры, выражающей половое распределение родившихся (104—105 мальчиков на 100 девочек), указанные отношения являлись, очевидно, выражением крайней неполноты регистрации родившихся девочек у евреев. Большая полнота в регистрации родившихся мальчиков у евреев может быть поставлена в связь именно с тем, что над мальчиками производится известный религиозный обряд (обрезание), более обязательный, чем обряд, установленный для девочек (молитование). Большую или меньшую полноту регистрации

родившихся можно приблизительно проверить путем сопоставления чисел детей в возрасте до 1 года по переписи с числом родившихся в течение года, предшествующего дню переписи. Число детей по переписи должно быть, очевидно всегда меньше числа родившихся, так как известная часть родившихся успевает умереть. Если число детей по переписи оказывается больше числа родившихся, то это почти несомненно указывает на неполноту регистрации родившихся. Применяя этот прием к еврейским рождениям при прежней церковной регистрации, оказывается, что, например, в Европейской России по переписи 28 января 1897 г. число девочек в возрасте до 1 года у евреев определилось в 55.890 при числе родившихся с 1 февраля 1896 г. по 1 февраля 1897 г. равным 52.711, тогда как число мальчиков определилось по переписи в 58.283, при числе родившихся 70.386. Несоответствие это с очевидностью указывает на крайнюю неполноту регистрации родившихся девочек у евреев и подтверждает отмеченное выше предположение.

Примером неполноты регистрации родившихся у нас в СССР в настоящее время можно привести Башкирскую АССР, где, по переписи 17 декабря 1926 года, число детей моложе года составило 122.328 при числе родившихся в 1926 году равным 118.505.

\*С введением гражданской регистрации у нас до 1925 г. записывались при регистрации рождений следующие признаки: 1) пол младенца; 2) когда родился; 3) где родился (дома или в родовспомогательном учреждении, и каком); 4) родился живым или мертвым; 5) если одновременно родились близнецы, то сколько; 6) имя и фамилия отца и матери; 7) место жительства матери; 8) состоят ли родители в браке, и в утвердительном случае,

сколько времени; 9) который по счету в семье (от данных родителей) ребенок; 10) возраст отца и матери; 11) национальность отца и матери; 12) родной язык отца и матери; 13) занятие и социальное положение отца; 14) занятие и социальное положение матери; 15) имеется ли свидетельство врача или акушерки, принимавших ребенка.

\* В 1925 г. приведенная форма записей была сокращена, при чем без достаточных оснований были выкинуты некоторые очень важные в демографическом и статистическом отношении признаки, как возраст отца, родной язык отца и матери, занятие матери, родился ли ребенок в браке или вне брака. Далее в 1926 г., на ряду с упомянутым выше упразднением отдельной статистической карточки, форма записей была еще сокращена, и исключен еще ряд существеннейших для демографии вопросов,—возраст матери, занятие отца, родился ли ребенок живым или мертвым, который по счету в семье ребенок, отметка о рождении в родовспомогательном учреждении. Особенно непонятно было упразднение ряда вопросов, внесение которых, согласно действующему Кодексу законов о браке, семье и опеке (ст. 120 и 122) обязательно. Так, заявление о рождении, согласно Кодексу, обязательно и в случаях рождения мертвого ребенка, «о чем делается в книге записей рождения соответствующая отметка». Между тем отдельного вопроса о мертворожденных в форме записей 1926 года не имелось. Обязательно, по Кодексу, регистрация возраста родителей, а между тем вопрос этот был выкинут из формы. В виду явной неудовлетворительности действовавших с 1926 г. форм записей, Центральным статистическим управлением был возбужден вопрос о восстановлении прежних форм, действовавших

до 1925 г. Достигнуть этого полностью не удалось, но некоторые вопросы были восстановлены, например, возраст отца и матери, их занятие, вопрос о мертворождении, — и с 1928 года в записи о родившихся у нас заносятся следующие данные: 1) имя и фамилия родившегося; 2) время рождения; 3) пол; 4) отметка о рождении близнецов; 5) отметка о мертворожденном; 6) имя и фамилия отца и матери; 7) национальность отца и матери; 8) возраст отца и матери; 9) занятие отца и матери; 10) социальное положение отца и матери; 11) адрес родителей.

\* В таблице, помещенной на стр. 283, сгруппированы главные имеющие статистическое значение признаки, записываемые при регистрации рождений в некоторых иностранных государствах, параллельно с признаками, регистрируемыми у нас. Знак (1) означает, что данный признак записывается, и знак (0), что данный признак не записывается.

\* Кроме указанных признаков, в отдельных странах записывается и ряд других: дата рождения предыдущего ребенка у матери (в Саксонии), число всех родившихся детей от данного брака (в Саксонии и Норвегии), число живых и умерших детей у матери (Франция и Соединенные Штаты), принят ли ребенок врачом или акушеркой (Голландия и Франция) и др.

\*Регистрация браков. В большинстве стран с гражданской регистрацией актов состояния в настоящее время обязательна и гражданская регистрация брака. В Англии, Шотландии и Ирландии, наряду с гражданским браком, считается действительным церковный брак. В СССР действителен только гражданский брак.

\* В современные (1928 г.) формы записей браков в СССР заносятся следующие признаки отдельно для жениха и для невесты: 1) возраст; 2) в какой по счету брак вступает жених и в какой невеста; 3) семейное состояние (с указанием числа имеющих детей); 4) национальность; 5) занятие;

Название отмечаемых признаков	СССР	Англия и Уэльс	Норвегия	Швеция	Дания	Швейцария	Пруссия	Саксония	Голландия	Бельгия	Франция	Испания	Болгария	Соединенн. Штаты
Родился живым или мертвым . . . .	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Год, месяц и число рождения . . . .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Час рождения . . .	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	0	0
Место рождения . .	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Отметка о рождении близнецов .	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Пол . . . . .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Брачный или внебрачный . . . .	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Местожителство отца и матери .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Возраст отца и матери . . . . .	1	0	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1	1
Занятие отца и матери . . . . .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Социал. положение отца и матери .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	0	1
Национальность отца и матери .	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1
Вероисповедание отца и матери .	0	0	1	1	1	0	1	1	1	0	0	0	1	0
Время заключения брака, от которого родился ребенок . . . . .	0	0	1	1	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0
Число всех детей, родившихся у матери . . . . .	0	0	1	0	0	0	0	1	1	0	1	0	1	1

6) социальное положение; 8) адрес брачующихся после брака.

\*Регистрация умерших. Обязательность заявления о случае смерти установлена всюду, где существует более или менее упорядоченное ведение актов гражданского состояния. Сроки заявки в европейских государствах колеблются от 24 часов во Франции, Бельгии, Голландии, Испании до 5 дней в Англии; в Германии заявление должно быть сделано в первый будничнй день, в Португалии «немедленно после наступления смерти». У нас в СССР установлен трехдневный срок, а в случае насильственной смерти или обнаружения трупа—заявление должно быть сделано не позднее следующего за этим событием дня. Заявление должно быть сделано лицами, жившими вместе с умершим, а если их нет, то домоуправлением, соседями или администрацией учреждения (больница, исправительно-трудовое заведение и т. п.), в коем последовала смерть, или милицией, обнаружившей труп.

\*До 1925 г. у нас при регистрации умерших записывались следующие признаки: 1) фамилия и имя умершего; 2) пол; 3) возраст; 4) когда умер; 5) где жил и где умер; 6) национальность; 7) родной язык; 8) семейное состояние; 9) для детей моложе 5 лет, не является ли ребенок внебрачным, близнецом, и на каком месяце отнят от груди; 10) занятие и социальное положение; 11) лечили ли умершего и кто; 12) причина смерти с указанием, представлено ли свидетельство врача или нет; 13) участвовал ли умерший в последней войне и не был ли ранен, контужен, отравлен удушливыми газами, не был ли в плену. В 1925 г. форма записей умерших была, как и форма записей рождений, сокращена, при чем



выкинуты вопросы о родном языке, об участии в войне и вопрос, касающийся детей (брачный, внебрачный, близнец, на каком месяце отнят от груди). С упразднением в 1926 г. отдельной статистической карточки, выкинуты были еще вопросы,—кто лечил умершего, и представлено ли врачебное свидетельство о причине смерти, и в настоящее время (1928 г.) у нас при регистрации умерших записываются только следующие признаки: 1) имя, отчество и фамилия умершего; 2) возраст; 3) время и причина смерти; 4) пол; 5) семейное состояние; 6) национальность; 7) социальное положение; 8) профессия; 9) адрес умершего.

\* В таблице, помещенной на стр. 286, сгруппированы главные, имеющие статистическое значение признаки, записываемые при регистрации умерших в разных государствах. Знак (1) означает, что признак записывается, и знак (0), что признак не записывается.

\* В отдельных странах записывается еще ряд других признаков, как, например, данные о числе оставшихся после умершего детей (Франция, Голландия), о возрасте и занятии оставшихся после умершего (ей) овдовевших (Франция), о способе вскармливания умершего ребенка (Голландия, Франция), который по счету был умерший ребенок (Франция) и т. д.

\* Хотя регистрация рождений и смертей возникла в отдельных местностях сравнительно давно, статистическая разработка этих данных дело весьма недавнее, и для большинства стран не имеется систематических данных о родившихся и умерших ранее начала XIX века. Наиболее старые удовлетворительные материалы существуют для Швеции и Финляндии (с 1750 г.). Отрывочные и в общем мало надежные материалы, относящиеся к более раннему периоду, имеются для некоторых европейских городов. Отсутствуют до настоящего времени какие-либо данные о рождаемости и смертности в Китае, Персии, Турции.

Название отмечаемых признаков	СССР	Англия и Уэльс	Норвегия	Швеция	Дания	Швейцария	Пруссия	Саксония	Голландия	Бельгия	Франция	Испания	Болгария	Соединенн. Штаты
Год, месяц и число смерти . . . . .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Час смерти . . . . .	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	0	0
Место смерти . . . . .	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Пол . . . . .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Место жительства.	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Возраст . . . . .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Место рождения . . . . .	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1	1	1	1
Семейн. состояние.	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Занятие (для детей занятие отца и матери) . . . . .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Социальное положение (для детей положение отца и матери) . . . . .	1	1	1	0	1	1	1	1	0	0	1	0	0	1
Национальность . . . . .	1	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	1	1	1
Вероисповедание . . . . .	0	0	1	1	0	0	1	1	1	0	0	0	1	0
Причина смерти . . . . .	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Для детей моложе 5 лет сверх того: брачный или внебрачный . . . . .	0	0	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0

\* В Соединенных Штатах не существовало объединенных данных о рождаемости до 1915 г. С этого года в Соединенных Штатах энергично приступили к упорядочению дела регистрации рождений, и к началу 1927 г. собиране и разработка

данных о родившихся распространились на 35 штатов, с населением, составляющим 76,8% всего населения Штатов. Объединенная разработка данных о смертности началась в Соединенных Штатах с 1880 года и сперва распространялась всего на два штата с населением, составлявшим 0,6 всего населения Соединенных Штатов, а к началу 1927 г. распространилась на 41 штат, с населением, составляющим 89,8% всего населения Соединенных Штатов.

\*Регистрация причин смерти. При записи умерших во всех странах с налаженной регистрацией в числе регистрируемых признаков отмечается и причина смерти. Научно-практическое значение записей о причинах смерти всецело определяется степенью участия врачей в этой регистрации. Наилучшей организацией статистики причин смерти является такая, при которой существует обязательность для всех врачей выдавать свидетельство о причинах смерти использованных ими больных, с одной стороны, а с другой стороны, установлен обязательный врачебный осмотр трупов в случаях, когда больной умер, не имея перед смертью врачебной помощи. При такой организации устанавливается правило, что никто не может быть похоронен без предъявления регистрирующим смертные случаи органам врачебного свидетельства о причине смерти. Само собой разумеется, что и при такой организации, научная ценность отметок о причинах смерти тем выше, чем большее количество умерших пользовалось перед смертью врачебной помощью, так как пользующийся врачом, понятно, в состоянии поставить более точный диагноз, чем врач, ставящий диагноз на основании осмотра трупа и расспросов окружающих.

\* В настоящее время обязательное предъявление врачебных свидетельств и врачебный осмотр трупов установлены в большинстве европейских стран; количество же случаев, где причина удостоверена врачом лишь на основании осмотра трупа, колеблется в различных странах в зависимости от степени обращаемости к врачебной помощи. Наиболее удовлетворительно поставлена статистика причин смерти в Англии и Уэльсе, Шотландии, Голландии, Швейцарии, Италии, где свыше, чем у 90% всех умерших, причина смерти является удостоверенной врачами, пользовавшимися умершего при его жизни. В Германии обязательный врачебный осмотр трупов установлен не везде, и, например, в отдельных округах Баварии и Саксонии в случаях, когда больной умер, не имея перед смертью врачебной помощи, осмотр трупов производится «осмотрщиками трупов» не-врачами. В Бельгии вне городов предъявление врачебного свидетельства при заявлении о смерти не обязательно, и причина смерти записывается со слов заявителя. Во Франции вне городов предъявление врачебного свидетельства обязательно только, если больной перед смертью пользовался врачебной помощью. Необязательно вне городов предъявление врачебного свидетельства в Румынии, Болгарии, Юго-Славии, Греции. В городах и здесь предъявление врачебного свидетельства обязательно.

\* Предъявляемые при заявлении о смерти свидетельства служат материалом для занесения причины смерти в установленные книги записей и затем в некоторых странах оставляются в делах органа, регистрирующего смерти, при чем для статистической разработки данных о причинах смерти статистические органы пользуются получаемыми ими от регистрирующих органов статистическими

карточками, с занесенной на них причиной смерти на основании врачебных свидетельств. В других странах статистические органы получают от регистрирующих органов для разработки, кроме статистических карточек, и подлинные врачебные свидетельства. Различается в различных странах и объем сведений, требуемых для занесения в установленную форму врачебных свидетельств. В некоторых странах, например, в Англии и Уэльсе, Шотландии, Голландии, городах Бельгии, врач заносит во врачебные свидетельства только причину смерти, имя, адрес и возраст умершего, без каких-либо других статистических признаков; в других же странах врач обязан заносить, кроме причины смерти, еще ряд нередко весьма подробных данных.

Швейцарская система регистрации причин смерти. Правильное обозначение причин смерти на выдаваемых врачами свидетельствах нередко затрудняется желанием врачей соблюсти врачебную тайну; это, особенно, относится к таким причинам, как сифилис, алкоголизм, сепсис после аборта, самоубийство и т. п. В этом отношении весьма целесообразна принятая в Швейцарии система, при которой обеспечено получение правильных данных, и статистические данные являются анонимными, при чем обозначаемая врачами причина смерти является как бы секретом.

Врачебное свидетельство о смерти представляет в Швейцарии карту (белую для мужчин, желтую для женщин и оранжевую для мертворожденных), состоящую из трех отрывных частей. На верхней части пишется фамилия умершего, на средней различные статистические данные (пол, возраст, занятие и т. п.), и на нижней причина смерти.

При заявлении о смерти в Бюро регистрации актов гражданского состояния заполняется верхняя и средняя часть карты, при чем регистрирующий отмечает на верху средней части порядковый номер, под которым умерший занесен в соответствующую книгу записей. Карта затем посылается врачу, пользовавшему умершего или, если умерший не пользовался перед смертью врачебной помощью, специально уполномоченному на осмотр трупов врачу. Врач отмечает на нижней части карты причину смерти, а верхнюю часть с фамилией умершего отрывает и уничтожает. Затем врач вкладывает карту в конверт, надписывает на конверте № карты и возвращает ее в Бюро; регистратор Бюро, не вскрывая конверта, отмечает в книге записей по № на конверте, что карта была врачом возвращена, и пересылает затем конверты с картами в Центральное статистическое бюро, где конверты вскрываются, и карты подвергаются разработке. Таким путем обеспечивается полное сохранение врачебной тайны, и вместе с тем, в случае необходимости по каким-либо юридическим мотивам объединить все данные, относящиеся к умершему, это не трудно сделать по книге записей в Бюро регистрации, где отмечены фамилия умершего и порядковый № записи.

Преимущества такой конфиденциальной системы регистрации причин смерти обнаруживаются, если сравнить, например, число случаев смерти от сифилиса в Швейцарии до введения этой системы (в 1891 г.) и после ее введения, когда числа зарегистрированных смертей от сифилиса сразу удвоились.

\*Регистрация причин смерти в России. При существовавшей у нас до революции

церковной регистрации актов состояния в метрических книгах, которые велись духовенством, требовалось заносить относительно умерших и причину смерти. Причины эти отмечались не на основании врачебных свидетельств, но со слов родственников или окружающих умершего, и получаемые этим путем данные имели весьма малую научную ценность, почему полностью никогда не собирались и не разрабатывались. Исключение составляли некоторые острые инфекции; в виду назревшей необходимости располагать хотя бы приблизительными сведениями о смертности сельского населения от остро-заразных болезней, в 1890 г. было сделано распоряжение, чтобы духовенство всех вероисповеданий в Европейской России, Польше и некоторых кавказских и сибирских губерниях ежемесячно производило выборку из метрических книг о числе умерших от остро-заразных болезней и доставляло эти ведомости в Медицинский департамент.

\* Врачебная регистрация причин смерти, составляющая за границей основу санитарной статистики, в России развивалась и развивается пока только в городах. В 1913 г. врачебная регистрация причин смерти была установлена в 120 городах с общим количеством населения около 9 миллионов. Общий для всех городов порядок состоял в том, что, на основании особого закона (Ленинград, Варшава) или на основании местных обязательных постановлений, устанавливалось правило, по которому никто не может быть похоронен без предъявления врачебного свидетельства о причине смерти. Свидетельства эти предъявлялись или кладбищенскому духовенству или, чаще, административным органам, которые в обмен на эти свидетельства выдавали разрешительные билеты на погребение. Самые свидетельства духовенством

или администрацией пересылались затем или в городские статистические бюро, или местным врачебным управлениям, где и разрабатывались. В некоторых городах врачебная регистрация причин смерти насчитывает значительную давность. В Ленинграде, например, она была введена особым законом в 1867 г.

\* В настоящее время у нас отметка о причине смерти в книге записей умерших обязательна, при чем факт смерти должен быть удостоверен врачебным свидетельством, а там, где это невозможно, двумя свидетелями. Среди сельского населения и в настоящее время, однако, записи о причине смерти в большинстве случаев заносятся не на основании врачебных свидетельств. В городах и крупных сельских населенных пунктах регистрация причин смерти регулируется постановлением Наркомздрава и Наркомвнудела от 18 июня 1925 г.<sup>1</sup> согласно которому во всех городах, а также в населенных пунктах сельского типа с населением не менее 10.000 жителей и при наличии врачебного персонала, регистрация умерших должна производиться при обязательном представлении органам Загса врачебных свидетельств о факте и причине смерти. Свидательства выдаются или лечившим умершего врачом, или, если такового не было, местным судебно-медицинским экспертом или иным врачом по указанию последнего. В случае, когда смерть последовала от самоубийства, убийства или несчастного случая, регистрация смерти производится исключительно по удостоверению судебно-медицинской экспертизы. Форма выдаваемых врачами свидетельств установлена Наркомздравом в таком виде: «Удостоверяю, что (имя, отчество и фамилия умершего),

---

Бюлл. Наркомздрава № 12—13, от 10 июля 1925 г.



проживающий в гор. . . . . (адрес)  
умер от . . . . .». Причина смерти должна  
вписываться в латинских терминах и в скобках  
по-русски, если это возможно.

\* В ряде городов принята более подробная форма  
врачебных свидетельств. Так, в Ленинграде и др.  
городах Ленинградской губернии принята форма  
такого содержания: 1) место жительства и место  
смерти; 2) время смерти; 3) имя, отчество и фа-  
милия умершего; 4) пол; 5) возраст, при чем для  
детей до 5 лет следует обозначать кроме лет и  
число прожитых месяцев, а для детей моложе  
1 месяца—число прожитых дней; 6) для детей до  
1 года: каким способом питался ребенок послед-  
ний месяц перед смертью; если раньше питался  
грудью, то на каком месяце отнят; возраст ма-  
тери; каким по счету ребенком у матери является  
умерший, при чем мертворожденные считаются,  
выкидыши—не считаются, многоплодные счита-  
ются за одного ребенка; 7) семейное состояние;  
о мертворожденных и детях до 1 года, родились  
ли в браке или вне брака; 8) национальность;  
9) точное обозначение занятия; для детей до 15  
лет, не имевших самостоятельного заработка обо-  
значение занятия отца и матери; 10) грамотность;  
11) где родился; 12) сколько времени живет в дан-  
ном городе; 13) причина смерти, при чем тре-  
буется отдельно указать основную или первичную  
болезнь, следствием коей, по мнению врача, яви-  
лась смерть, и осложнение первичной болезни  
или непосредственную причину смерти. Требуется  
далее отметка, было ли вскрытие, определена ли  
причина смерти врачом, лечившим умершего или  
судебно-медицинским экспертом, и, в последнем  
случае, была ли причина смерти определена на  
основании осмотра трупа, опроса окружавших  
умершего или же вскрытия.

\* Свидетельства о причине смерти Загсами обычно пересылаются в губернские Отделы статистики, где и разрабатываются.

\* Регистрация заразных болезней. Во всех культурных странах в настоящее время установлена обязательность сообщения подлежащим органам здравоохранения о случаях заразных и других общеопасных заболеваний. Обязанность эта обычно возлагается на врачей, а в некоторых странах и на окружающую больного и домовую администрацию. У нас, согласно постановлениям ВЦИК и СНК РСФСР от 1 декабря 1924, каждый медицинский работник обязан не позже 24 часов извещать ближайший здравотдел о каждом случае заразных заболеваний, попадающем в его пользование. Такие извещения пересылаются по почте бесплатно на бланках, имеющих форму открытого почтового письма (подробности см. ниже стр. 300).

\* Кроме того, у нас, согласно постановлению Наркомтруда СССР и Наркомздрава РСФСР от 1 марта 1924 г., установлено обязательное извещение о профессиональных отравлениях и заболеваниях<sup>1</sup>. Список болезней, подлежащих обязательному извещению, разный в разных странах. Во всей Германии обязательное извещение установлено только для чумы, холеры, оспы, сыпного тифа, желтой лихорадки, проказы и сибирской язвы, но в отдельных союзных германских государствах список этот пополнен рядом разнообразных заболеваний; так, кроме собственно заразных болезней, в некоторых германских государствах обязательно извещение о случаях мясных

<sup>1</sup> Изв. НКТ СССР, 1924 г., № 10—11.

отравлений, трихиноза и других. В Дании, Норвегии и Швеции обязательно извещение о свежих случаях сифилиса и других венерических болезней. В ряде стран установлено обязательное извещение о случаях открытого легочного туберкулеза. Обширный список заболеваний, подлежащих извещению, установлен в Соединенных Штатах, при чем в список включены, например, такие заболевания, как актиномикоз, парша, трихиноз, трахома, пеллагра, рак и пр.

\* Получаемые в результате статистических подсчетов материалов обязательного извещения данные о распространении заразных болезней обычно отличаются более или менее значительной неполнотой. Многие больные при заболевании вообще не обращаются к медицинской помощи, даже там, где население достаточно обеспечено медицинским персоналом, не говоря уже о случаях недостаточности и отдаленности медицинской помощи, как это имеет место в значительной части сельских местностей СССР. Но и там, где больные обращаются к врачу, требование обязательного заявления нередко не выполняется, и часто, например, число зарегистрированных на основании обязательных извещений случаев отдельных остро-заразных болезней оказывается меньше, чем число случаев смерти от тех же болезней по данным врачебных свидетельств о причине смерти. Сопоставление тех и других данных может служить вообще целесообразным критерием для оценки большей или меньшей полноты регистрации остро-заразных заболеваний и других заболеваний, подлежащих обязательному извещению, что, конечно, возможно только там, где существует обязательная врачебная регистрация причин смерти,—у нас, например, для городского населения.

\* Наиболее совершенным образом такая проверка полноты данных регистрации отдельных заболеваний достигается путем индивидуальных поименных сопоставлений врачебных свидетельств о смерти от того или иного заболевания с извещениями о заболевших данной болезнью. Такие сопоставления делались, например, в Берлине, при чем за 1912—1917 гг. получились такие результаты<sup>1</sup>.

	Брюшной тиф	Дифтерия	Скарлатина	Родильная горячка
* Получено извещений о больных . . . . .	1.669	41.996	26.186	1.062
По сверке с свидетельствами о смерти из этих больных умерло . . . . .	221	3.344	1.297	589
Всего умерло от данной болезни на основании свидетельств о смерти . . . . .	253	3.848	1.453	1.390
Вероятный недоучет числа больных . . . . .	242	6.300	3.120	1.443
То же в процентах к общему вероятному числу случаев . . . . .	12,7	13,1	10,6	57,6

\* Числа недоучтенных больных определены, исходя из процента смертности при отдельных заболеваниях, полученного путем сопоставления числа умерших, о заболевании которых извещение было получено, с общим числом извещений. Так, извещения были получены о 1.669 заболевших брюшным тифом, и из них умерло 221, т.е.

<sup>1</sup> Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin. 34 Jahrgang. Berlin 1920.

13,2%, всего же умерло от брюшного тифа, по данным врачебных свидетельств 253. Отсюда следует, что извещение о заболеваниях брюшным тифом не было сделано в том числе случаев заболеваний, которое соответствует  $253 - 221 = 32$  смертным случаям от тифа. Принимая процент смертности при незаявленных случаях равным проценту смертности при заявленных случаях, т.е. 13,2, эти 32 смертных случая соответствуют  $\left(\frac{1}{13,2} \times 32\right) 100 = 242$  заболеваниям брюшным тифом, о которых извещение не было сделано. Из приведенной таблицы видно, что количество незаявленных случаев в Берлине было особенно велико для родильной горячки, где число заявленных случаев меньше числа смертных случаев; для других приведенных болезней недоучет больных составляет около 10—13%.

\* В более простой, но и менее совершенной форме, ориентировочная проверка полноты заявлений о заразных заболеваниях может быть осуществлена, — особенно в крупных городах с большим числом больниц, — путем сопоставлений больничных данных, данных срочных заявлений и данных врачебных свидетельств о причине смерти. Так, например, в Ленинграде в 1913 г. поступило 4.542 заявления (санитарных карточек) о случаях кори; во все ленинградские больницы в том же году поступило больных корью 1.812; умерло в больницах от кори и ее осложнений 268, и всего умерло в Ленинграде от кори по врачебным свидетельствам о смерти 884. Процент смертности при кори составил в больницах  $(268 : 1812) \times 100 = 14,8$ . Число зарегистрированных больных корью вне больниц составляет  $4542 - 1812 = 2.730$ , из коих умерло  $884 - 268 = 616$ . Процент смертности при кори вне больниц составляет таким

образом  $(616 : 2730) \times 100 = 22,6$ , т.-е. значительно выше соответственного процента смертности в больницах. В действительности, однако, процент этот должен быть не больше, а скорее меньше больничного процента, так как в больницы, обычно, поступают более тяжелые случаи; высокий процент смертности вне больниц зависит здесь, вероятнее всего, от преуменьшения знаменателя, т.-е. от недоучета больных корью вне больниц. Предполагая, что процент смертности при кори вне больниц был одинаков с процентом смертности в больницах (14,8), число больных корью вне больниц должно составлять не менее  $(1 : 14,8 \times 616) \times 100 = 4160$ . Общее число больных корью, включая больничных, должно составлять не менее  $1812 + 4160 = 5972$  вместо зарегистрированных 4542. Недоучет больных составляет около  $5972 - 4542 = 1430$ , т.-е. около 24% к общему вероятному числу случаев.

\*Регистрация незаразных заболеваний. За границей не существует какой-нибудь обязательной текущей статистической регистрации всех заболеваний среди населения, кроме регистрации болезней, подлежащих обязательному извещению, о которых говорилось выше, и не существует, таким образом, данных о заболеваемости, относящихся ко всему населению. Текущая регистрация и разработка данных производится в большинстве стран лишь в отношении отдельных групп населения,—застрахованных на случай болезни, армии, находящихся в домах заключения и тому подобное. Обычно ведется также текущая регистрация и статистическая разработка материалов о больных, пользовавшихся в больницах.

\* В Соединенных Штатах за последние годы в ряде городов производились опыты учета больных, приуроченного к одному моменту времени (нечто в роде переписи больных). Регистраторы обходили дома и квартиры и переписывали всех больных в данное время. Получаемые этим путем данные представляют несомненный интерес, но, конечно, не могут заменить планомерной текущей регистрации всех больных, обращающихся к врачебной помощи.

\* Статистика заболеваемости в СССР организована именно на таких началах правильной текущей регистрации всех болеющих и обращающихся к медицинской помощи.

---

---

## ГЛАВА СЕДЬМАЯ.

### СТАТИСТИКА БОЛЕЗНЕННОСТИ НАСЕЛЕНИЯ В СССР <sup>1</sup>.

Исторические данные. Статистика болезненности населения возникла в России еще в 70—80 гг. прошлого столетия, в эпоху построения в стране общественной земской медицины и выработки основ для ее организации. Санитарной статистике было отведено при этом весьма значительное и важное место в ряду оснований общественной врачебно-санитарной организации; можно сказать, что в проектированной тогда системе она заняла одну из «командных высот» общественной медицины, как метод научного наблюдения за санитарным состоянием населения, определяющий на основании объективных показаний, куда должна направляться общественная санитарная деятельность для улучшения условий народного здоровья, и как измеряются и оцениваются успехи этой деятельности в борьбе с народными недугами. И в первую же очередь, в ряду основных элементов санитарно-статистического исследования, возникла задача — создать практические методы для ранее не существовавшей статистики болезненности населения.

---

<sup>1</sup> Глава написана д-ром П. И. Куркиным.



Активная роль как в самой постановке вопросов о путях и методах санитарной статистики вообще и статистики болезненности в частности, так в практическом разрешении этих вопросов принадлежала врачебно-санитарной организации Московского земства, с губернскими врачебными съездами и губернским санитарным бюро в центре этой организации, и с доктором Е. А. Осиповым во главе этого Бюро.

О д-ре Е. А. Осипове история русской статистики сохранит благодарную и почетную память, как об основателе этого исследования в нашей стране. В течение длинного ряда лет руководимое Е. А. Осиповым Московское санитарное бюро функционировало, как своеобразная лаборатория, вырабатывавшая программы, проспекты, формы и образцы санитарно-статистических исследований для всей санитарной организации страны (1,2)<sup>1</sup>. В последующем (1899—1900 гг.) объединяющая и руководящая роль по постановке исследований общественной санитарной статистики в прежнем государстве перешла к специальной организации, создавшейся при правлении всероссийского Пироговского общества (с участием Московского санитарного бюро)<sup>2</sup>.

Необходимо отметить еще, что возникшие в том же периоде академические кафедры — научной гигиены Ф. Ф. Эрисмана в Москве (1882—1896 гг.) и общей статистики Ю. Э. Янсона в Петербурге (1865—1892 гг.) вели научную разработку

---

<sup>1</sup> См. «Главнейшая литература» в конце очерка.

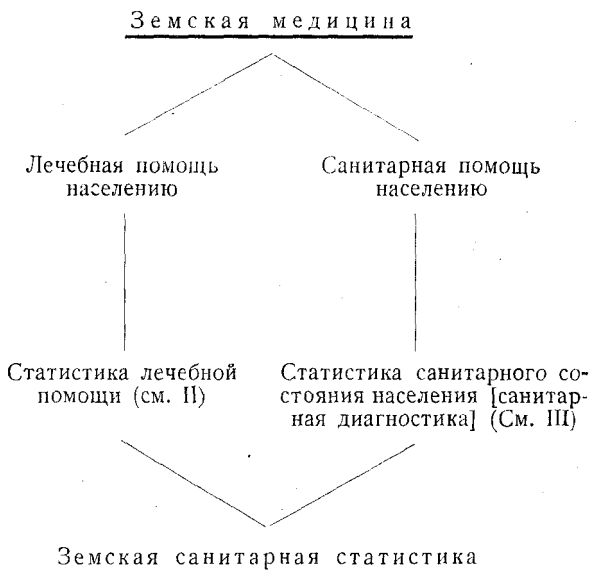
<sup>2</sup> Историческим памятником этого периода служит так называемая «Пироговская номенклатура болезней», служившая руководством для общественных санитарно-статистических учреждений страны в течение длинного ряда лет, — с 1900 г. и до издания государственной «номенклатуры болезней и причин смерти» 1924 г. (39).

оснований санитарной статистики, как новой статистической дисциплины, создававшейся в области русской общественной медицины (3,4).

В нашу задачу здесь не входит история развития русской санитарной статистики в целом. Однако, для правильного разъяснения характера и существа русской статистики болезненности населения, не имеющей, кстати сказать, никакого аналога ни в Западной Европе, ни в Северной Америке, — представляется совершенно необходимым характеризовать в кратких чертах формирование санитарной статистики в стране вообще, а равно проследить более близкое развитие ее отдела, посвященного статистике болезненности населения. Для последней цели воспользуемся материалами по Московской губернии, где наблюдение этого процесса может быть проведено с наибольшей полнотой.

В начале последнего пятилетия земского периода (1911 — 1912 г.) была сделана попытка представить в виде возможно простых формул существо того исследования санитарной статистики, которое было создано работами Московской и других земских санитарных организаций в России по определению санитарного состояния населения; охарактеризовать его задачи и цели; очертить его границы. По условиям времени задача эта была необходимою и неотложною, хотя и представляла немалые трудности. Но обстоятельства благоприятствовали в том отношении, что в интересах этой работы могло быть использовано сопоставление русского исследования санитарной статистики с аналогичным исследованием западно-европейских стран, по материалам всемирной Гигиенической выставки в Дрездене 1911 г., где «мировая статистика» санитарных исследований была представлена в широком масштабе.

В результате такого сопоставления появилась на свет наша «Схема земской санитарной статистики» (1912 г.). Как Московскую санитарную организацию, так и более широким Пироговским совещанием врачей и статистиков эта схема была признана правильно выражающею общее понимание сущности и строения русского исследования санитарной статистики, проводимого в кругу работ общественной медицины данного времени (5,6). Приведем здесь главные основания этой схемы.



## II. Статистика лечебной помощи.

- 1) Учет учреждений лечебной помощи и их деятельности.
- 2) Обращаемость населения к амбулаторной помощи; посещаемость лечебниц; госпитализация и коечный отбор больных.

3) Разработка вопросов сети лечебниц и предстоящих задач для достижения общедоступности лечебной медицины.

### III: Санитарная диагностика.

1) Статистика болезненности населения: эпидемической, общей, социальных болезней, профессиональной, местной, групповой; индивидуально-посемейная регистрация; периодическая санитарная хроника.

2) Естественное движение населения: смертность общая и детская, рождаемость, брачность, естественный прирост; статистика причин смерти; исследование единовременное и текущее.

3) Физическое развитие отдельных групп населения: учащиеся, призывной возраст, рабочие группы.

### А. Введение.

Общие сведения о населении, его численности, возрастном-половом и социальном составе, о физических и социальных условиях его жизни.

Главнейшим моментом, определяющим характер санитарно-статистического исследования, развившегося в области земской общественной медицины, именно и является его связь с основными задачами этой последней в области лечебного и санитарного обслуживания населения. Организация лечебной медицины общественными учреждениями ставит перед санитарною статистикою потребность в постановке учета лечебных учреждений и их деятельности, обращаемости населения к врачебной помощи, разработку вопросов нормальной сети лечебниц и общедоступности лечебной медицины для всего населения.

Общественная санитарная организация нуждается в разработке всех статистических методов, ведущих к оценке и определению санитарного состояния населения и к наблюдению изменений, происходящих в этой области. Источники этого рода статистика находит в наблюдениях болезненности населения, его естественного движения и физического развития.

Общие сведения о населении, его численности и составе, о физических и социальных условиях его жизни санитарная статистика черпает из других отделов исследования населения и использует в качестве материала, необходимого для ее специальных работ.

Такова была — оставляя в стороне все подробности — общая ситуация санитарно-статистического исследования в области общественной медицины земского периода (7). Посмотрим теперь, по данным Московской губернии, каким порядком, какими органами, в каких направлениях происходило в то время строительство одного из самых главных отделов этого исследования, посвященного статистике болезненности населения.

В «Программе санитарного обследования Московской губернии» д-ра Е. А. Осипова, представленной в санитарную комиссию в 1875 г., указывалось, что «удовлетворительных сведений о болезненности сельского населения не имеется» и что «необходимо стараться об установлении систематической, правильной регистрации всех форм болезней, наблюдаемых земскими врачами» (8). Комиссия присоединилась всецело к этому положению д-ра Е. А. Осипова. Исходя из того, что «основательное знание характера болезней, свойственных каждой местности, а равно и производящих их причин может быть достигнуто единственно только посредством однообразных возможно точных записей отдельных больных», совещание Московской санитарной комиссии 1875 г. признало необходимым «установить такие записи во всех земских медицинских учреждениях Московской губернии». В этих целях тогда же им были составлены формы для журналов входящих и коечных больных, для регистрации сифилитиков и оспопрививания.

В последующем установление системы статистической регистрации наблюдений по болезненности населения сосредоточилось в губернском съезде врачей и земских представителей, который собирался ежегодно и принял на себя функции распорядительного и организационного центра, а также в центральном губернском органе — санитарном бюро.

Работа по устройению статистики болезненности шла в следующем порядке.

Съезд врачей 1876 г. утвердил формы для записи эпидемических и квартирных больных и для регистрации родовспоможения, а также номенклатуру болезней, составленную особой комиссией для пользования врачей при записях. Губернский съезд 1877 г. признал годными для статистической обработки только те записи, которые являются результатом личного наблюдения врачей, и отвергнул значение фельдшерских записей для статистики. Тем же съездом было определено «для регистрации амбулаторных больных в земско-медицинских учреждениях принять карточную систему».

На III губернском съезде врачей (1878 г.) были вновь пересмотрены все принятые формы регистрации, испытанные теперь практикой; решено распространить карточную систему на все категории наблюдений о больных. Для того, чтобы врачи наилучше могли удовлетворять требования съездов по сборанию наблюдений о болезнях, постановлено собрать и напечатать в особом издании «Правила медико-статистической регистрации».

На IV съезде (1879 г.) возник вопрос об обязательности привлечения всех земских лечебных заведений без исключения к регулярному ведению и доставлению в санитарную комиссию статистических сведений. Съезд постановил: «просить уездные управы Московской губернии внести в земские собрания вопрос о том, чтобы поставить в обязанность врачам следовать тому порядку регистрации больных, какой устанавливается губернским съездом врачей; просить делегатов съезда заявить всем товарищам в уездах о необходимости вести карточную систему записей». В силу этого предложения IV съезда врачей карточная система записей больных уездными земскими собраниями Московской губ. в 1879—1880 гг. была признана обязательною для земских врачей.

Далее на VII съезде (1883 г.) выяснилась потребность иметь сведения о заболеваниях населения на фабриках и заводах и о привлечении в этих целях фабричных врачей к делу

статистической регистрации. Впоследствии обязанность фабричных врачей следовать общим правилам регистрации была установлена формально в одном из положений «обязательных санитарных постановлений», изданных земскими собраниями.

Одновременно с регистрацией были заложены основания для разработки наблюдений. После принятия карточной формы регистрации, разработка материалов естественным образом сосредоточилась в губернском центре в сфере работ секретаря губернской санитарной комиссии д-ра Е. А. Осипова. Через санкцию съезда проведена была первая программа разработки карточных данных по болезненности. Наконец, положено было начало также анализу этих сведений. Первоначально был принят порядок ежегодного анализа, при чем результаты каждый раз докладывались ближайшему съезду врачей. Таким образом, целому ряду съездов (от V до IX) были представлены главнейшие выводы этих работ за период 1878—1882 гг. Здесь впервые дано было конкретное статистическое определение понятия о болезненности сельского населения. Впоследствии эти дробные работы за отдельные годы были соединены автором в одном обобщившем их исследовании (9).

Таковы были первые этапы основанной в Московской губернии (и вообще в земской России того времени) статистики общей болезненности населения. Для полноты характеристики организационных работ данного периода следует упомянуть о возникших в то же время «санитарной хронике» и «индивидуально-посемейной регистрации больных».

Уже с самого начала формирования статистики болезненности один ее отдел принял в своем развитии особое направление. Заразно-эпидемические болезни представились устроителям земской медицины самым крупным бедствием, поражающим сельское население и зависящим от санитарного неустройства деревни. Борьба с инфекциями была поставлена на первом плане деятельности сельских врачей. Вопрос о врачебных и санитарных мерах, какие следует принимать при появлении и для предупреждения эпидемических болезней в селениях, занимал все без исключения губернские

съезды врачей устроительного периода. Отчеты о движении эпидемических заболеваний входили, как обязательная часть, в состав каждого делегатского доклада съезду. Впоследствии съезды стали получать составлявшиеся в губернском центре систематические обзоры движения эпидемий в губернии за межсъездное время.

Следовательно, были налицо все основания для известного обособления этого отдела текущих статистических наблюдений.

VII губернский съезд врачей (1883 г.) признал необходимым периодическое печатание текущих сведений об эпидемиях в губернии с целью дать земским деятелям, врачам и представителям возможность регулярного ознакомления с положением эпидемической заболеваемости населения. Это нововведение потребовало, чтобы участковые врачи, кроме регулярного ведения общих карточных записей, доставляли в губернскую санитарную комиссию особые сведения об эпидемиях.

Таким образом, с 1883 г. ведет свое начало помесечная эпидемическая летопись губернии, доходящая до наших дней и заключающая числовые сведения по медицинским участкам о наблюдавшихся врачами заболеваниях по главнейшим эпидемическим формам. Кроме того, уже с самого начала было признано необходимым публиковать здесь же главнейшие отчетные данные о деятельности лечебниц и врачебного персонала в амбулатории, госпитале и по селениям.

В 1896 г., согласно решению XIII губернского съезда врачей, последовало пополнение публикаций, заключавших доселе лишь таблицы, текстовыми отделами, посвященными разработке вопросов, интересующих санитарно-врачебную организацию, журналам заседаний врачебных коллегий и т. п. Отсюда ежемесячное издание санитарно-врачебной организации губернии получает характер журнала, посвященного деятельности названной организации и ее «санитарной хронике».

Кроме регулярной эпидемической статистики практическими потребностями была вызвана к жизни еще одна форма — экстренные извещения губернского центра участковыми врачами при появлении особо важных инфекций. Эта форма имела в виду помощь со стороны губернского земства уездным в экстренных случаях развития инфекций.

Остается еще указать, что по инициативе участковых врачей, заинтересованных в ведении



наиболее рациональной записи больных в лечебницах (взамен амбулаторных журналов), постепенно создалась особая форма стационарных записей— в виде так называемой «индивидуально-посемейной регистрации» больных; она получила в последующем широкое распространение в лечебных учреждениях Московской и других губерний. Форма эта гарантировала, с одной стороны непрерывность записей всех заболеваний каждого данного больного в течение ряда лет наблюдения, и с другой стороны, устанавливала возможность сопоставления заболеваний всех членов каждой данной семьи, давая в то же время простор для характеристики хозяйственных, профессиональных и других условий семьи. Практическая полезность этой формы записей для лечащих врачей гарантировала ее успех среди последних. Вместе с тем эта система статистической регистрации заболеваний вызывала широкие надежды в направлении изучения патологии населения<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> „Индивидуально - посемейная запись больных таит на своих страницах ответы на многие самые глубокие и интересные вопросы патологии населения. Индивидуальная заболеваемость, рецидивы, передача заболеваний внутри семьи, наследственность, связь заболеваемости с бюджетом семьи, земельным обеспечением и экономическим достатком, с условиями профессионального порядка в черте семьи, связь алкоголизма, сифилиса, туберкулеза и душевных болезней—внутри отдельных семей и в нисходящем роде поколений и т. д.— все эти и многие другие важнейшие темы народной патологии и расовой гигиены, нет сомнения, найдут в будущем основания для своего научного разъяснения в статистических материалах индивидуально-посемейных записей участковых земских врачей. Записи эти представляют также высокое значение для обще-губернского карточного материала (наилучшую гарантию чистоты новых «заболеваний» от примеси повторных посещений). Распространение индивидуально-посемейных записей врачей обещает в будущем усовершенствование самого критерия статистики болезненности (учет индивидуальной заболеваемости“ (10).

Жизненная практика не оправдала, однако, этих теоретических ожиданий. Обработка индивидуально-посемейных материалов, а равно их ведение требовало работы не только местных врачебных сил, но и участия, вероятно, губернского центра, что не укладывалось в общее русло работ того времени. Возможно, однако, что и сами теоретические ожидания, о которых идет речь, опередили, так сказать, свое время. Возникшая в земском периоде «индивидуально-посемейная регистрация» была тем прообразом, из которого впоследствии советская лечебно-профилактическая организация построила, в интересах проведения метода диспансеризации, форму личного санитарного «журнала». И лишь теперь, как это будет показано далее, открываются возможности изучения на этом пути глубоких вопросов народной патологии.

Изложение исторических фактов происхождения статистики болезненности необходимо дополнить краткою характеристикой вновь возникшей идеологии этого исследования.

«Рациональною земскою врачебною помощью следует почитать лишь ту, которая не только оказывается врачами, но и непременно сопровождается правильною регистрацией наблюдаемых больных и, следовательно, служит целям общественной медицины»,—таков один из основных тезисов общественной медицинской организации, установленный д-ром Е. А. О с и п о в ы м. Первичными органами статистики являются все практические участковые врачи в губернии; они ведут систематическую сплошную регистрацию наблюдений о заболеваниях. С этой точки зрения каждая лечебница, оказывая населению врачебную помощь, является в то же время статистической инстанцией, своего рода обсервационным пунктом, ведущим наблюдение за здоровьем местного

населения. И дело это, по существу, отнюдь не является случайным или любительским, но обязательным, подлежащим выполнению, как одна из серьезных функций деятельности общественного врача.

Определения заболеваемости основываются на возможно полной и исчерпывающей сумме всех ее проявлений в среде населения; отсюда статистическая регистрация должна распространяться на все наблюдения о заболеваниях населения, каков бы ни был характер самих заболеваний, и где бы ни производилось наблюдение, в лечебнице или в селении. Материалом статистики признаются лишь наблюдения врачей.

При статистическом исследовании общей болезненности населения мы задаемся целью изучить, в какой мере, чем и отчего болеет население, что, в какой степени и в каких отношениях приносит вред его здоровью. Обладание этим знанием уже с самого начала признается обязательным делом общественной медицины; это знание вместе со статистикой смертности и рождаемости полагаются в основание общественно-гигиенического направления санитарной деятельности общественных учреждений.

Регистрация заболеваний, будучи в сущности лишь технической и начальной стадией сложного статистического процесса, представляется в общем сознании врачей и врачебных съездов, как весьма важное, ответственное и обязательное дело. Действительное заведывание или распоряжение делом регистрации больных принадлежит губернскому съезду врачей. Положение это несомненно определяется, с одной стороны, признанием важной роли санитарной статистики в общественной медицине и, с другой стороны, серьезным значением самой регистрации в системе статистики.

Как акт деятельности, выполняемой коллективными силами многих участвующих в ней лиц, регистрация должна отвечать определенным организационным требованиям и условиям. Основное положение — однообразие приемов, точное выполнение установленных требований и соблюдение принятых условностей со стороны всех участников в деле коллективного наблюдения. Лишь при наличии этого собираемые материалы получают необходимую статистическую ценность, и разработка их может быть правильно поставлена. Важную задачу — обеспечить при собирании наблюдений по болезненности единство действий со стороны участников работы врачей данной губернии, преследуют «Правила медико-статистической регистрации», устанавливаемые съездами врачей или, по поручению съездов, полномочными комиссиями.

Основная регистрационная форма статистики общей болезненности есть карта нового заболевания, или первого обращения с известным заболеванием. Карта эта служит между прочим для некоторых счетных моментов на месте регистрации, у врачей; однако, ее главное назначение — сосредоточить разработку наблюдений по болезненности в санитарном бюро, представив сюда весь нужный статистический материал. В соответствии с этим определяется состав вопросов и рубрик карты. Обязательная массовая регистрация, как и массовая разработка статистических материалов в центральном губернском учреждении, само собою предполагает ограниченное число вопросов карты. Последняя должна быть наивозможно проста, не содержать ни одного лишнего пункта, — лишь вопросы, относящиеся ко всем случаям без исключения; в редакции рубрик и вопросов должны быть исключены все поводы

к недоразумениям и к неопределенности понимания. Самая существенная техническая задача— охранить достоинство карточных материалов о новых заболеваниях от примеси к ним случаев старых, зарегистрированных когда-либо ранее и появляющихся повторно.

Важно еще определить отношение общей регистрации к специальной. Общая статистика заболеваемости основывается на всем собираемом материале, и ее выводы обобщают все данные без исключения. Если известные группы наблюдений признаются подлежащими специальной или более детальной регистрации (туберкулез, травматические повреждения и т. п.), или группы больных— особому наблюдению (госпитальные больные, роженицы и т. д.), то эта регистрация, специальная и детальная, отнюдь не должна служить поводом к изъятию части наблюдений из общего круга: общей регистрации подлежат все наблюдения без исключения, специальная же регистрация является развитием общей, но не заменой ее.

Одним из основных элементов регистрации является обозначение заболеваний. Отсюда потребность в общепринятой, обязательной для всех участников номенклатуре болезней. Необходимо условиться, что и как называть в области проявления болезненности, для того, чтобы по возможности, избегать названия различных состояний одним именем и достигать названия одинаковых вещей одинаковыми именами. Устанавливая статистическое наблюдение за болезненностью населения в целом, необходимо иметь возможно полно развернутый инвентарный список всех признаваемых в данное время самостоятельными форм проявления изучаемого начала, т.-е. отдельных заболеваний. Кроме того, если классификация болезней— дело спорное, временное и условное,

то все же как для регистрирующих инстанций, так и для разрабатывающего органа существенно необходимо постоянное осведомление о том, как современные научные воззрения выражаются в системе классификации болезней. Поэтому подробная номенклатура, выражающая возможно полный инвентарный список болезней, принимаемых в данное время в качестве более самостоятельных единиц болезненности и расположенных в системе классификации, отвечающей современному научному воззрению, представляет определенную и необходимую часть системы регистрации в статистике болезненности.

Итак, то санитарно-статистическое исследование болезненности населения, которое было основано в нашей стране в эпоху 1880—1890 гг., наиболее правильно характеризуется, как общее сплошное и непрерывное определение массовой болезненности населения: в начальную свою эпоху оно было равномерным для всех местностей (районы медицинских участков, волостей, уездов), по одной и той же программе, в одном и том же объеме из года в год.

Живым объектом исследования была общая масса населения, со всеми поражающими ее недугами, и его живым субъектом—вся армия пользующих эту массу врачебных сил. Исследование получило организованный характер и регулярное статистическое построение. Оно не имело прецедентов до почина русского земства ни в какой другой известной нам медико-статистической организации в какой-либо стране. Историческое обоснование этого факта, надо думать, сводится к тому, что, если само русское земство и было построено на классовом начале, то общественная народная медицина в русской деревне проводилась в жизнь, главным образом, врачами-народниками

в знаменательную эпоху семидесятых годов прошлого столетия на началах внеклассовой ориентации. Общественная сельская лечебница стремилась воплотить в жизнь «открытые двери» для всех больных вне какой-либо их классовой принадлежности. И поскольку этот массовый поток больных являлся объектом врачебного пользования земской участковой лечебницы, постольку же он давал содержание для рубрик и граф в таблицах возникавшей таким образом статистики «общей заболеваемости» населения.

Исследование с самого начала стремилось быть статистическим, т. е. иметь исчерпывающий характер. Однако, всегда было ясно, что осуществление этой задачи находится в подчинении условиям практического порядка, именно—подчинено развитию врачебной помощи населению. В действительности, между этими двумя сторонами всегда существовала самая тесная связь: явление заболеваемости населения настолько же исчерпывалось статистическими наблюдениями, насколько врачебная организация была в состоянии исчерпывать потребность населения в помощи этого рода. Существовало совпадение и в конечных идеалах статистики—быть исчерпывающею, и организации—достигать полной общедоступности для всего населения. В историческом процессе развивалась врачебная помощь населению, увеличивалась ее доступность,—и параллельно этому рука об руку расширялось поле статистических наблюдений над заболеваемостью населения.

Такова коренная органическая связь статистики общей болезненности с ее основной почвою—практической медицинской организацией. И этой связью определяются все существенные особенности этого статистического исследования.

Объектом общего исследования болезненности является сплошная масса населения, обращающаяся в лечебницы за помощью. И прежде всего, со статистической точки зрения, эта масса, в особенности в первое время, не имеет точных и определенных границ. Земская лечебница при подаче помощи принципиально не считается ни с какими ограничивающими условиями. Ее двери открыты для всех нуждающихся. Но всегда было несомненно, что помощь получают далеко не все нуждающиеся; сколько нуждающихся удовлетворено помощью — подлежит учету; но сколько больных не получают помощи врача — это остается вне точного статистического контроля. Было очевидно лишь, что контуры этой массы не остаются постоянными, но изменяются, расширяясь по мере повышения доступности врачебной помощи и приближения ее к населению.

Статистическое определение, таким образом, в особенности в начальном периоде, имеет своим предметом наблюдение болезненности неполне определенной и непостоянной массы населения, и это весьма важное обстоятельство неизбежно накладывает печать на ее построения.

Во-первых, в основание учета, в качестве первичной единицы регистрации, может быть принято только одно элементарное определение «новое заболевание» или просто «заболевание». Ясно, что там, где состав индивидов массы является неполне определенным, учет того, сколько раз болеют отдельные индивиды, много ли в данной среде лиц, многократно болевших и совсем неболевших, представляется недостижимым; здесь может быть речь лишь об учете заболеваний, возникающих в среде данной массы населения вообще.

Во-вторых, предрешается также в значительной степени самый характер определений. В самом



начале, когда число наблюдающих инстанций невелико и сумма наблюдений ограничена, эти учеты общей болезненности носят скорее всего ориентировочный характер. Впоследствии, когда собираются значительные и достаточные статистические массы,—это область, по преимуществу, определения типов, средних величин и норм общей заболеваемости населения при разных условиях.

В-третьих, наконец, предпрещается самый метод при статистических построениях общей болезненности. Пока границы объекта непостоянны в очертаниях,—применение так называемых интенсивных определений, измерение напряжения в качественном и количественном отношениях внутри самого населения—почти невозможно. Отсюда определения по необходимости должны оставаться на почве анализа и изучения абсолютных данных, средних и относительных величин так называемых экстенсивных отношений (отношений в 1.000 больных). Явление общей заболеваемости населения для статистического изучения разлагается на свои составные части и рассматривается само в себе, как оно отражается, так сказать, в общей суммарной амбулатории.

Громадность статистических масс наблюдений, отражающих в себе, по законному представлению, действительные явления болезненности, служит опорой в распространении заключений от амбулатории—на население<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Для примера можно указать, что наблюдения по общей болезненности населения Воронежской губ. за 1898—1902 гг. заключали в среднем за год 670 тыс. заболеваний (А. И. Шингарев) и за 1903—1907 гг. 755 тыс. (А. Н. Меерков); по Саратовской губ. в 1903—1904 гг. за 860 тыс. (Н. И. Тезяков); по Тамбовской губ. за 1898—1900 гг. 600 тыс. (И. И. Моллесон); по Рязанской губ. за 1906—

Таким образом, условия возникновения статистики заболеваемости в эпоху развивающейся **ab ovo** врачебной помощи населению, органическая связь этих двух сторон общественной медицины,—предрешают сами собой основное мерило ее регистрации (новое заболевание), общий характер определений и критериев (нормы и средние типы), и самый метод их отыскания (экстенсивные определения).

---

1911 г. около 500 тыс. в год (П. Ф. Кудрявцев); по Киевской губ. за 1908 г. 525 тыс. (А. А. Говсеев); по Харьковской губ. за 1906—1907 гг. около 540 тыс. (С. Н. Игумнов и В. Н. Демьяненко); по Московской губ. за 1908—1910 гг. от 1.370 тыс. до 1.500 тыс. в год (С. М. Богосло вский); позднейшее положение см. далее.

Здесь будет уместно остановиться на значении технического вопроса, касающегося обработки столь обширных массовых материалов карточной регистрации. Обработка этого материала, даже по наиболее скромной программе, всегда требовала значительных сил и средств, которые добывались с большим трудом. В виду этого давно уже возникла мысль о применении сокращенных методов обработки массового карточного материала о заболеваемости. Одна из модификаций такого метода, примененная в Московском санитарно-статистическом бюро еще с 1906 г., заключалась в частичной обработке карт, отобранных из общей массы по так называемым «пунктовым селениям» (районам ближайшего обслуживания сельских лечебниц). В позднейшее время настоятельность этого вопроса еще более усиливается вследствие резкого возрастания амбулаторного притока больных в лечебницы и еще больших, сравнительно с прошлым, трудностей добывания кредитов на обработку этого материала. Значение этого вопроса было отмечено на совещании санитарных статистиков и врачей НКЗ (февраль 1927 г.), при чем этим совещанием было дано поручение Статистическому бюро НКЗ о практической разработке вопроса о методах сокращенной (выборочной) обработки массовых материалов по заболеваемости населения. В настоящее время этот вопрос поставлен на почву практического опыта в московском, ленинградском и других санитарно-статистических бюро и, вероятно, будет регулирован на ближайшем съезде санитарных врачей и статистиков.

Но каковы условия статистического исследования заболеваемости, когда врачебная организация достигла известных норм своего развития, когда возможно думать о ее приближении к границам общедоступности?

Ясно, что также и в статистике в это время открываются новые горизонты; статистика приближается к задачам исчерпывающего наблюдения, совершенствует свои критерии и методы; исследование переходит на следующую ступень развития: оно дифференцируется, при чем за счет сокращения общих массовых определений болезненности развивается область отбора, частичное исследование болезненности в местностях, районах и группах населения, выделяемых по особым признакам.

В процессе построения избранных определений заболеваемости решающее значение принадлежит местным условиям социальной жизни населения, запросам санитарной деятельности и техническим силам рабочего аппарата самой статистики. В общем здесь могут быть установлены следующие главные основания для отбора материалов:

а) развитие эпидемических инфекционных заболеваний, а также так называемых социальных или народных болезней (туберкулез, сифилис и т. д.) ставит перед статистикой задачу—сосредоточиться на детальном изучении этих заболеваний и условиях их распространения;

б) развитие промышленного травматизма и фабрично-заводской промышленности выдвигает на очередь разработку вопросов о заболеваемости занятого здесь населения, в связи с условиями профессионального труда;

в) особые социальные и другие условия отдельных местностей, установленные предварительными данными и привлекающие сюда преимущественное

внимание санитарной организации, ставят на очередь в известных случаях определения местной болезненности населения;

г) селения, в черте которых располагаются лечебницы (так называемые пунктовые селения), где население пользуется заведомо близкою и общедоступною врачебною помощью, представляют материал для определения критериев, так называемой, исчерпанной болезненности, приближающейся к ее действительному характеру при современной потребности населения во врачебной помощи.

Таковы те основания, которые естественно возникают перед статистикой при переходе от общего исследования заболеваемости к дифференциальному.

Спрашивается, в виду новой фазы, что происходит с регистрацией? Должна ли регистрация при детальном частичном исследовании также сохранить попрежнему сплошной характер и распространяться на все наблюдения врачей о заболеваниях населения? Или же в этой фазе также и регистрация врачебных наблюдений на местах может быть ограничиваема и проводима в сокращенных формах?

Вопрос этот решается в строго определенном смысле. Если можно варьировать в разработке статистических материалов, изменять ее программы, сосредоточиваться на специальных темах и от времени до времени, может быть, периодически возвращаться к сплошному исследованию, то процедура периферической регистрации на местах должна покоиться на прочных, устойчивых, можно сказать незыблемых основаниях и не должна подлежать периодическим или временным колебаниям. Принципы отбора могут получать применение исключительно лишь в центре,

в момент разработки статистических материалов, но отнюдь не на местах, в момент регистрации наблюдений. Допущение отбора к регистрации наблюдений на местах нарушало бы в корне принятую статистическую систему и грозило бы ей самой серьезною опасностью.

Сказанное относится к общегубернскому исследованию заболеваемости населения на основе обработки материалов карточной регистрации врачебных наблюдений о заболеваниях. Здесь нельзя не упомянуть также о другой, более элементарной, обработке того же материала в организационных целях общественной лечебной медицины. Речь идет о статистике так называемой «обращаемости и посещаемости» лечебниц.

Вопрос о том, как обслуживает данная лечебница отдельные населенные пункты своего участка, насколько, по местным условиям, обращается в свою лечебницу население всех отдельных приписанных к ней селений, как оно повторно посещает лечебницу,—эти пункты никогда не ускользают от внимания общественного врача и часто требуют конкретного числового освещения. Равным образом, в более широком уездном и иногда губернском масштабе требуется освещение существующего положения сети лечебных учреждений, размеров обслуживания ими отдельных местностей и районов, в целях указания, куда и как должно направляться последующее развитие лечебной сети в качественном и количественном отношении, в интересах достижения общедоступности лечебной медицины для всего населения.

Эти вопросы освещаются учетом заболеваний и повторных посещений больных из отдельных населенных пунктов в медицинских участках и уездах. Таким путем определяются—обеспеченность медицинской помощью отдельных районов

и местностей, зависимости обращаемости населения в лечебницы от расстояний и других местных условий (пути сообщения, лошадность, промыслы и т. д.); устанавливаются пробелы и дефекты существующей сети лечебных учреждений. Распределение обращающихся больных по полу, возрасту, социальному положению, условиям труда, приводит к разъяснению,—какие именно группы населения и в какой мере обслуживаются врачебной помощью при данном положении лечебной сети.

К этим данным, характеризующим работу амбулаторий, присоединяются показания, так называемой, госпитализации и коечного отбора, дополняющие картину коечного пользования населения во всех аналогичных направлениях (по местности, полу, возрасту и т. д.).

Такого рода статистическое обследование приводит к директивам и указаниям объективного характера, в смысле потребностей последующего развития медицинской организации.

В основании этой работы лежит обработка того же карточного материала по некоторым рубрикам той же общей статистической карты. В известной стадии это может быть проводимо, как статистика отдельного медицинского участка; в другой части—при выяснении пробелов сети лечебной организации—это статистика уезда; наконец, губернское исследование может почерпнуть отсюда темы для единовременных обследований обращаемости населения или его госпитализации.

Необходимо отметить в этом исследовании обращаемости одну немаловажную его практическую сторону. Определение обращаемости населения в лечебницы представляется более элементарным и простым, сравнительно с определением заболеваемости (разработка касается отметок на

картах: пола, возраста, местожительства, социального положения, занятия). Оно может быть начато уже тогда, когда хотя бы один медицинский участок ведет правильно карточную систему записей врачебных наблюдений. Сюда мог бы, вероятно, привлекаться также доброкачественный материал фельдшерских пунктов. Таким путем освещается деятельность данной лечебницы или пункта по отношению к ее району и обращающемуся сюда населению. Далее, по мере развития в уезде и губернии карточной системы записей, район определений обращаемости расширяет свою область, захватывая все большую территорию и содействуя выяснению положения сети лечебниц и потребностей ее расширения.

В последующем, когда регистрация на общей статистической карте захватывает целые уезды или значительные части губернии и, главное, отметки диагнозов заболеваний на этих картах производятся с должной тщательностью и вниманием,—наступает фаза более сложного исследования того же материала, именно—исследования общей заболеваемости населения.

Резюмируя исторический материал общественной статистики заболеваемости, можно установить, что первая фаза этого исследования включает в себе определение общей массовой болезненности населения на основании сплошных, изо дня в день собираемых врачебных наблюдений. Сюда относится, главным образом, установление типов болезненности в отношении к более крупным и стойким группам населения (по полу, возрасту, времени года и т. д.) и к более широким территориям (губерния, уезды, медицинские участки, волости). В дальнейшем постепенно возникают и нарастают условия, благоприятствующие переходу исследования в следующую фазу. Условия эти:

а) все более расширяющееся поле наблюдений статистики в соответствии с развитием самой врачебной помощи и с приближением ее к населению;

б) развитие санитарной организации, соединяющееся с расширением и конкретизацией преследуемых ею санитарных задач, разрешаемых путем статистического исследования; наконец,

в) самое обладание результатами работ предшествующего периода, типами и масштабами заболеваемости—естественно продвигает исследование вперед по пути его детального развития.

Можно спросить здесь, какое же было самое важное и ценное завоевание статистики в этом периоде?

Таким приобретением мы считаем «карточную систему регистрации» врачебных наблюдений, обязательную для всех лечащих врачей. Ценность общей статистической карты заключается, с одной стороны, в ее элементарной простоте, осуществляющей поистине программу—минимум сведений, собираемых врачом о каждом новом заболевании в целях статистики. Программа исчерпывается десятком вопросов; однако, она достаточна для того, чтобы служить для построения первоначально «статистики обращаемости населения» к врачебной помощи, а затем и статистики «заболеваемости»—массовой, инфекционной, социальной, профессиональной, местной, групповой. Самая важная сторона этой минимальной регистрации,—обязательность ее для практических врачей в целях санитарной профилактической общественной медицины; эта обязанность санкционировалась в последующей истории всеми коллегиями общественных врачей в стране. Это придало общей статистической карте значение главной основы статистического изучения заболеваемости населения,



выполняемого общими соединенными силами всех русских общественных врачей.

Во второй фазе статистика переходит на почву дифференциального или специального исследования заболеваемости. Отвечая реальным условиям медицинской организации и развивающимся потребностям общественной санитарной деятельности, наблюдение заболеваемости утрачивает прежний однообразно-сплошной и абстрактный характер и сосредоточивается всего более: а) на определенных формах заболеваний, представляющих наибольшее социальное значение, б) на группах населения, обособляемых по основаниям общественной профилактики, в) на отдельных местностях, привлекающих к себе особое внимание организации по своим санитарным особенностям. Определения общей болезненности (первая фаза) могут быть восстанавливаемы и повторяемы периодически, от времени до времени, по особым показаниям. Специальное исследование заболеваемости требует: а) сохранения прежней сплошной регистрации врачебных наблюдений и б) развития известных специальных регистрационных форм, ставящих более широко периферическое наблюдение в некоторых направлениях.

Таков, в общих чертах, отдел статистики заболеваемости, сформировавшийся внутри земской медицинской организации.

Второй отдел исследования основывается на материальных наблюдениях, собираемых путем характеризованной выше индивидуально-посемейной регистрации. Болезни индивида на протяжении его жизни, влияния быта, экономических и социальных факторов, болезни семьи, поколения, рода, расы—таковы те широкие горизонты, которые открывались здесь перед исследователем. Однако, это исследование, требовавшее

свободного подхода врача к массам и сосредоточения на детальном местном исследовании, не нашло для себя благоприятной почвы в земском периоде. Оно могло развернуться лишь на почве исследований последующего исторического периода. (Методы диспансеризации).

Наконец, третий и последний отдел—текущая эпидемическая или «санитарная хроника». Преследуя задачи периодически правильного осведомления общественных учреждений и его врачебно-санитарных органов об эпидемическом и санитарном состоянии губернии и ее отдельных местностей, этот круг работ опирается на периодические сообщения центральному органу медицины данной губернии со стороны всех ее периодических местных членов.

Таковы главные слагаемые статистики заболеваемости, образовавшие ее единое целое в русской общественной медицине земского периода. В целом это исследование отвечало задачам определения путем статистического метода состояния здоровья населения, как общественного организма. Возникшее первоначально в центральной столичной губернии это исследование распространилось на целый ряд провинциальных земских губерний, проделавших то же, что и Московская губерния, путем добывания и обработки материала, по директивам основавшихся в них санитарных организаций. Памятником этой эпохи служит обширная литература по статистике общей болезненности населения (главнейшие работы приводятся в следующей далее библиографии,—11—33).

Современное положение статистики с СССР. Каковы современное положение и перспективы статистики болезненности населения в Союзе ССР?

Прежде всего необходимо констатировать, что в строе Союзных республик статистика вообще получает иное значение и место с точки зрения как государственных, так и местных учреждений, чем это было ранее при старом строе. Учреждение ЦСУ, с его сложной организацией в центре и на местах, ставит современную русскую статистику в ее целом в положение самостоятельного полноправного ведомства, призываемого обслуживать активным сотрудничеством, в соответствии с требованиями научного знания, государственные потребности; в составе ЦСУ имеется Санитарно-статистическое бюро—со специальной компетенцией по санитарной статистике. С другой стороны, учреждение Народного комиссариата здравоохранения объединяет собою организацию и деятельность лечебной медицины и санитарной организации государства. Санитарно-статистическое бюро НКЗ является естественным органом наблюдения над санитарным состоянием населения страны. Далее, советская медицина принимает в качестве основы для своего современного строя начала активной лечебно-профилактической и социально-гигиенической деятельности. И эта позиция сама собою усиливает значение и вес санитарно-статистического исследования. Далее, объединение всех видов местной лечебно-санитарной помощи в губздравотделах представляет несравненно более благоприятное условие, чем это было ранее, для широкой объединенной постановки также местного санитарного исследования.

Наконец, возникающая в результате нового строя возможность для санитарной организации ближайшего делового подхода к живым человеческим, в частности, рабочим массам, создает новые пути для всестороннего и систематического наблюдения санитарных условий их труда и быта.

Вместе с тем, параллельно с укреплением и улучшением общего положения статистики, в современном государстве неизбежно происходит расширение, углубление и повышение всех требований государственной и местной социальной жизни, предъявляемых к этому отделу специальных работ. В частности, санитарная статистика идет к расширению своего кругозора, к развитию своих работ и их аппаратов, оставаясь в тесной связи со своею основною почвою—общественною медициною, которая теперь естественно переходит на пути более сложных задач в области лечебно-профилактического обслуживания населения.

Обстоятельства благоприятствуют в том отношении, что новейшие течения советской санитарной статистики могут быть охарактеризованы в данное время такого же рода кратким документом, какой был использован выше для земского периода. Говорим о только-что вышедшей в свет «Схеме санитарной статистики Союза ССР», составленной нашим многолетним товарищем и сотрудником д-ром С. М. Богословским (34).

Быть может, в некоторых частностях этот труд представляется еще не вполне законченным и завершенным и может вызвать некоторые замечания. Однако, в том виде, как он вышел из-под пера его автора,—одного из самых крупных строителей санитарной статистики в стране,—в виде стройного и логического целого, этот труд может быть с пользою принят в основу нашего представления о современном построении санитарной статистики в государстве.

Приводим здесь «Схему» в сокращенном изложении.

## I.

Условия, влияющие на санитарное состояние населения.

## а. Внешние условия.

Физические, социальные, профессиональные (условия труда)

## б. Условия внутреннего порядка.

Возрастно-половой состав, физическое развитие, наследственность.

## II.

Определение санитарного состояния.

## а. Заболеваемость населения.

Эпидемическая, общая, соц. болезни, профессиональная, местная, травматизм, утрата трудоспособности.

## б. Патологическая пораженность.

(болезненность) взятых под наблюдение групп населения; статистика инвалидности.

## в. Естественное движение населения.

Смертность, рождаемость, брачность, естественный прирост; статистика причин смерти.

## г. Производительная функция женщины.

Статистика беременности, родов, выкидышей, мертворождений у взятых под наблюдение групп женщин.

## III.

Статистика учреждений медицинской помощи и их деятельности.

## а. Отчетная статистика учреждений медицинской помощи.

Учреждения лечебной помощи, профилактической, собственно-санитарной, санитарного просвещения, физической культуры.

## б. Исследование влияния медицинской помощи на санитарное состояние населения.

Уже с первого взгляда можно убедиться в том, что современное построение русской санитарной статистики в СССР получает значительно большую детализацию и некоторые новые направления в своем развитии, сравнительно с земским периодом. В отделе «Условий, влияющих на санитарное состояние населения» фигурирует новая группа «Условий внутреннего порядка» (где автором отмежевываются: возрастно-половой состав населения, его физическое развитие и наследственность); в отделе посвящаемом «Определениям санитарного состояния населения», прежнее сложное понятие о «болезненности» населения расчленяется на более точные определения «заболеваемости» и «патологической пораженности»; присоединяется новая группа, характеризующая «производительные функции женщины»; наконец, в отделе «Статистика учреждений медицинской помощи» возникает также новая группа «исследования влияния медицинской помощи на санитарное состояние населения». Таковы главные пункты развития в новой «Схеме», сравнительно с прежним кругом работ.

Откуда приходят в санитарно-статистическое исследование новейшего времени эти новые элементы и группировки? Нет сомнения в том, что источником их в статистике служат новые направления современной лечебно-профилактической медицины советского строя, новые жизненные запросы, предъявляемые к статистике, новые продуцируемые ею материалы. В частности, вполне ясно, что основным источником для развития и дополнения прежней земской «Схемы санитарной статистики» в указываемых теперь направлениях является, так называемое, «диспансерное исследование», основание которому положено в позднейшие годы, в области работ, главным образом, Московского отдела здравоохранения (35).

Чтобы обосновать это положение, скажем несколько слов для характеристики этих работ.

«Диспансерное обследование» имеет целью «оздоровление труда и быта», т. е. создание здоровых условий, в которых протекала бы жизнь и работа трудящегося населения. В этих целях исследование направляется непосредственно туда, где живет и работает рабочее и служащее население. Главные его задачи—выяснить заболевания, по возможности, при самом их возникновении; обнаруживать случаи обострений хронических поражений; содействовать своевременно принимаемыми целесообразными мерами помощи скорейшему выздоровлению или улучшению состояния здоровья обнаруживаемых больных; за лицами, отобранными по состоянию здоровья, устанавливать медицинское наблюдение. Исследование вообще не остается однократным, но повторяется периодически. Параллельно с исследованием состояния здоровья рабочих и служащих ведется изучение санитарных и социальных условий их работы и всей их жезненной обстановки для того, чтобы выяснить профессиональные и бытовые вредности, влияющие на здоровье, и устранять их путем соответствующих мероприятий. Собираемые при диспансерном обследовании данные о состоянии здоровья регистрируются в особых формулярах, так называемых «Личных санитарных журналах» и дополнительных к ним формах.

Таков источник, откуда санитарная статистика новейшего периода черпает данные о «заболеваемости» и «патологической пораженности», систематические определения «физического развития» рабочих и служащих групп населения, сведения о состоянии «производительной функции женщин», взятых под наблюдение, наблюдения о влиянии деятельности медицинских учреждений на здоровье населения и т. д.

В виду специальной задачи этого очерка остановимся на определениях болезненности населения в рамках новой «Схемы 1927 г.».

Прежде всего следует остановиться на том, что новой терминологией «заболеваемости» населения вносится большая ясность и определенность той группы работ, которая основывается на обработке материала общей карточной системы, где единицей наблюдения в действительности считается— и всегда ранее считалось—«новое заболевание», не учтенное ранее.

Общий объем этих работ соответствует прежнему нашему определению. Сюда относятся: статистика эпидемической заболеваемости, общей массовой и дифференциальной, сосредоточивающейся— а) на определенных формах заболеваний, представляющих наибольшее социальное значение, б) на группах населения, обособляющихся по основаниям общественной профилактики, в) по отдельным местностям, выделяющимся по своим санитарным особенностям. Определения общей массовой заболеваемости населения могут быть восстанавливаемы и повторяемы периодически от времени до времени по особым показаниям. К той же группе принадлежат, в частности, определения профессиональной заболеваемости, травматизма, а равно заболеваемости застрахованного населения с утратой трудоспособности (по формулярам больничных страховых касс).

Надо заметить, что, в дополнение к прежнему и основному источнику регистрации данных этой группы—общей статистической карте, диспансерное исследование присоединяет сюда записи новой формы «Личного санитарного журнала», с вкладными в него листами «текущих наблюдений», куда заносятся в хронологическом порядке все отдельные заболевания данного лица.



Предполагается, что диспансируемая группа населения находится под постоянным врачебным наблюдением; отсюда регистрация их заболеваний приближается к исчерпывающей, и статистика расширяет круг своего наблюдения по заболеваемости этих групп до возможного предела.

Рядом с группой «заболеваемости населения» «Схема» устанавливает новую группировку «патологическая пораженность», — терминология, близкая к понятию о «болезненности», но более определенная и сравнительно более широкая, чем это последнее. Сюда относятся патологические явления, наблюдаемые при одновременном обследовании состояния здоровья той или другой группы населения, не только в виде определенных форм болезней, но и в виде патологических состояний, отклонений от нормы, в результате главным образом хронического действия профессиональных вредностей. Единицею санитарно-статистического исследования здесь является уже не заболевание, как в группе «Заболеваемости», но «больной индивидуум», со всеми его болезненными формами и патологическими состояниями, обнаруживаемыми при его исследовании. Это наблюдение (намеченное, но не получившее развития в индивидуально-посемейных формулярах земского периода) строится теперь по данным, собираемым при диспансерном обследовании по формулярам «личного санитарного журнала» отдельных групп населения (дети определенного возраста, учащиеся, подростки, рабочие группы, служащие, призывные и т. д.). К составу той же группы «патологической пораженности» должна быть отнесена также и «статистика инвалидности».

Наконец, рядом с двумя только-что указанными группами «Схемы», автор дает место еще одной новой группе материала, обособляемого в целях

изучения «производительной функции женщины». Здесь идет речь об использовании наблюдений по статистике беременности, родов, выкидышей (искусственных и самопроизвольных) и мертворождений, в женских группах, взятых под диспансерное наблюдение, в целях выяснения связей этих фактов женской жизни с условиями работы и быта. Материалами являются личные санитарные журналы, а также регистрация родильных домов и отделений, консультаций для беременных и т. п. (36).

Таково то развитие, которое вносят современные задачи советской медицины в прежнее понятие о методах определения болезненности населения. Что касается прочих отделов, то отдел «естественного движения населения» (смертность, рождаемость, естественный прирост, брачность населения, статистика причин смерти) сохраняет свое прежнее положение в современной «Схеме», как и ранее. Отдел «физического развития населения», которым по прежней «Схеме» также характеризовалось санитарное состояние населения, переходит по новой концепции, в разряд внутренних факторов, влияющих на санитарное состояние населения, заболеваемость и патологическую пораженность.

В таком виде характеризуется в общих чертах, идеологическая сторона нового построения статистики болезненности населения в России, к которому приходит развитие лечебно-профилактического направления советской общественной медицины наших дней.

Основания организации статистики в СССР. Для ближайшей характеристики построения статистики болезненности населения

в советском государстве остается отметить главнейшие моменты ее современной организации. Прежде всего необходимо указать, что считается твердо установленным, что «правильное разрешение вопроса о постановке санитарной статистики и отчетности в государстве предполагает обоснование ее построения на началах органической связи центральных работ с постановкою местной статистики и регистрации. Связь эта должна воплощаться в проведении единой системы санитарно-статистического изучения страны, обнимающей работы как местного, так и более общего и государственного значения... Единая система построения предполагает деятельность, выполняемую по общему плану соответствующими органами, поставленными в условия надлежащего объединения между собой, начиная с наиболее мелкой регистрирующей инстанции (отдельные лечебные учреждения), переходя через уездные и губернские инстанции и восходя до органа, дающего статистические и отчетные итоги в общегосударственном объеме. Единство системы предполагает полную согласованность регистрации первичных наблюдений и составления отчетов как в начальных инстанциях, так и в стадиях последовательно регистрирующихся сводок во всех инстанциях, в установлении сроков, общности номенклатур, возрастных группировок и т. д.» (37). В виду всего этого работа центральных органов санитарной статистики в государстве по установлению медико-статистической регистрации и отчетности вообще и статистики болезненности в частности обнимает собою не только формы общегосударственного значения, но и местной регистрации и отчетности лечебных учреждений, а равно уездных, губернских и областных лечебно-санитарных инстанций. Задача эта подлежит ведению органов

государственной санитарной статистики Наркомздрава и ЦСУ, которые до сих пор объединялись для этой цели в составе особой Центральной комиссии. Последняя в 1920 г. издала в свет «Правила медико-статистической регистрации», с главнейшими формами относящихся сюда записей и инструкциями по их применению в лечебных учреждениях и, далее, в 1924 г. «Номенклатуру болезней и причин смерти» (38). В настоящее время Центральная санитарно-статистическая комиссия производит пересмотр этих «Правил», в целях их согласования с растущими потребностями времени и с развитием задач исследования. В скором времени предстоит опубликование нового издания этих «Правил», с формами и инструкциями по регистрации и разработке наблюдений (изд. 1928 г.).

В указанных выше целях цитируем, в возможно кратком виде, несколько главнейших положений и статистических форм, принятых Центральной комиссией НКЗ в качестве оснований системы регистрации болезненности.

В этом смысле здесь приводятся:

- 1) основная форма регистрации заболеваний—общая статистическая карта;
- 2) форма индивидуальной и посемейной регистрации;
- 3) основания для построения «Личного санитарного журнала»;
- 4) статистическая карта коечного больного;
- 5) такая же карта родовспоможения;
- 6) основания для регистрации остро-заразных заболеваний<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> К основным формам отчетности принадлежат также формы месячного и годового отчета участкового врача; не прилагаются по их громоздкости.

# 1. ОБЩАЯ СТАТИСТИЧЕСКАЯ КАРТА ДЛЯ РЕГИСТРАЦИИ ЗАБОЛЕВАНИЙ.

№ . . . . .	Мужч.	Женщ.
Уезд (город) . . . . .	Первичн., повторн.	Застрахов.
Амбулатория . . . . .		Семья застр.
Год 19 . . . мес. . . . .	число . . . . .	Не застрахов.
		Крестьян.
		Рабоч.
		Служ.
		Проч.

1. Фамилия . . . . . имя . . . . . отчество . . . . .
2. Возраст . . . . . лет . . . . . мес. . . . . дней.
3. Народность . . . . .
4. Где живет. Уезд (город) . . . . .  
 Отдел. милиции . . . улица . . . . . д. № . . . кв. № . . .  
 Волость . . . . . селен. . . . . фабр. посел. . . . .  
 . . . . . др. места . . . . .
5. (Для рабочих и служащих) Где работает, служит: на фабрике (в заводе), в мастерской, в учреждении, дома . . .  
 Название фабрики (завода), учреждения . . . . .  
 Отделение фабрики, цех . . . . .  
 Главное занятие (детальная профессия) . . . . .
6. (Если не рабочий и не служащий) Чем занимается . . . . .
7. Сколько времени болен . . . . .
8. Болезнь . . . . .

Подпись врача:

Регистрация больных на статистических картах имеет свою целью собиpание амбулаторных наблюдений, составляющих основной материал для статистического исследования заболеваемости и подлежащих разработке в статистическом центре. Для определения заболеваемости населения подлежат только вновь зарегистрированные заболевания. Карты повторных посещений служат для определения посещаемости в местных целях и, если они ведутся лечебницами, то в статистический центр не посылаются.

Существенно необходимо, чтобы все записи на картах заболеваний производились в соответствии с основными требованиями статистической системы в области регистрации, излагаемыми в соответствующей инструкции «Правил медицинской регистрации и отчетности».

## II. ИНДИВИДУАЛЬНАЯ РЕГИСТРАЦИЯ БОЛЬНЫХ.

«Индивидуальная регистрация» больных служит для замены амбулаторных журналов и других форм местных записей приходящих больных, хранящихся при лечебнице и играющих служебную роль при приеме больных врачами. Все заболевания одного и того же лица и все посещения им лечебницы заносятся на его индивидуальную карту, и это дает возможность врачу собирать клинический материал как в научных целях, так и для практической работы, следить за ходом болезни, улавливать связь между отдельными заболеваниями того же лица, обнаруживать последствия ранее перенесенных болезней, исправлять ошибки диагноза и т. д. В то же время таким путем собирается ценный статистический материал для определения болезненности отдельных лиц и их групп. В тех лечебных заведениях, которые имеют дело с оседлым населением, имеющим прочную связь с лечебницей, индивидуальные карты группируются в посемейные обложки и устанавливается регистрация заболеваний внутри отдельных семей.

## ИНДИВИДУАЛЬНАЯ КАРТА БОЛЬНОГО.

..... Отдел Здравоохранения.  
 Амбулатория ..... уезда.  
 Муж. Жен. Застр. Чл. сем. застр. Не застр.  
 Крестьян., рабочий, служащий, проч.

1. Фамилия ..... имя ..... отчество .....
2. Возраст ..... лет ..... мес.
3. Народность .....
4. Где живет: город ..... улица ..... д. № .. кв. № ..  
 уезд ..... вол. .... сел., фабр. пос. ....
5. Семейное положение: состоит в браке, не состоит, состоял.
6. Образование: неграмотн., грамотн.
7. Где работает или служит: на фабрике (заводе), в мастерской, в учреждении дома.  
 Название фабрики (завода), учреждения .....
- Отделение фабрики, цех .....
- Главное занятие (детальная профессия) .....
8. Если не рабочий и не служащий: чем занимается .....
9. Последующие перемены семейного состояния, занятия, местожительства .....

(Окончание).

Год, месяц, число	Диагноз	Анамнез, течение болезни, осложнения, отметки о признании нетрудоспособности и выдаче больн. листка и пр. замечания.

*(Лицевая сторона).*

## ПОСЕМЕЙНАЯ ОБЛОЖКА.

№ . . . . .

Глава семейства

Фамилия . . . . .

имя . . . . . отчество . . . . .

Уезд . . . . . волость . . . . .

Селение . . . . .

Город (фабрика, поселок, погост и пр.) . . . . .

Запись начата . . . . . мес. . . . . дня 192 года

## З А М Е Т К И.

Лечебница . . . . . уезда . . . . .

Отдел здравоохранения . . . . .



№№ по пор	Фамилия, имя и отчество членов семьи и посторонних, живущих в семье	Возраст или время рожд	Отношение к главе семейства и между собой	Алкоголизм (отметки: запой, привычи, пьет иногда)	Другие наркомании (отметки—какие)	Душевные болезни и тяжелые неврозы (отметки—какие)	Туберкулез (отм. легких или др. органов)	
	1	2	3	4	5	6	7	8

Отметить время обнаружения болезни														Время производ. прививки				Время и причины смерти, выбытие из семьи—куда и почему.	доп. оп. №№
Люес I и II	Люес III	Малярия	Трахома							Оспенные	Брюшной тиф								
9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24				

(На обороте)

### III. ЛИЧНЫЙ САНИТАРНЫЙ ЖУРНАЛ.

Для лиц, принадлежащих к тем группам населения, которые взяты под так называемое «диспансерное наблюдение», или выделены для изучения влияния на их здоровье профессиональных вредностей, индивидуальная карта значительно расширяется.

Она превращается в «индивидуальный санитарный журнал», куда заносятся не только отдельные заболевания исследуемого лица в текущем порядке, но и те данные, которые могли бы характеризовать состояние физического его развития и здоровья и все претерпеваемые им в этом отношении изменения. Каждый взятый под наблюдение субъект должен подвергаться подробному врачебному освидетельствованию, имеющему целью точное выяснение его конституции, status'a физического развития, состояния здоровья, состояния защитительных приспособлений его организма. Данные этого первоначального осмотра регистрируются в «Личном санитарном журнале», куда затем заносятся также результаты последующих периодических исследований того же лица, равно как и все случаи его заболеваний. Благодаря этому, исследователь получает санитарный формуляр, который даст возможность составить статистические ряды, нужные для того, чтобы исследовать влияния факторов внутреннего и внешнего порядка на здоровье исследуемого лица.

Сказанным определяется характер вопросов «личного санитарного журнала».

Они должны характеризовать данную личность (имя, отчество, фамилия, пол, возраст, семейное состояние, грамотность и т. д.), подробно освещать его занятия в настоящем и в прошлом, до

поступления в данную профессию, вопросы его наследственности и анамнеза.

Далее следуют вопросы, касающиеся антропометрических измерений; конечно, здесь надо пользоваться показателями, наиболее точно и ясно характеризующими физическое развитие субъекта и в то же время наиболее простыми. Следующий отдел журнала дает ответы, простейшим образом характеризующие «состояние здоровья» субъекта, состояние его органов, систем и защитительных приспособлений его организма в момент исследования и последующие изменения в этой области, констатируемые при дальнейших периодических осмотрах.

Затем следуют пункты, касающиеся отдельных заболеваний, с которыми данный субъект является к наблюдающему его врачу, их течение, осложнения, исходы и пр.; наконец, остается место для «примечаний», куда наблюдающий врач вносит свои отметки, не укладываемые в предыдущие отделы журнала.

Заболевания, поражающие взятого под наблюдение субъекта в промежутки между периодическими подробными его обследованиями, регистрируются на вкладных в санитарный журнал листах «текущих наблюдений».

Практически применяются две формы санитарного журнала: первая, несколько более сокращенная, предусматривает — группы сельского населения, а также группы детей (новорожденные, дошкольного возраста и школьники) и подростков; вторая, более сложная — служит для регистрации рабочих, диспансеризируемых амбулаториями — поликлиниками, специально выдвинутыми на местах в промышленных пунктах для борьбы с профессиональной заболеваемостью и при массовых санитарно-гигиенических

обследованиях рабочих, единовременных и периодических<sup>1</sup>.

#### IV. СТАТИСТИЧЕСКАЯ КАРТА КОЕЧНОГО БОЛЬНОГО.

Уезд, город лечебница	Проведено дней	№ . . . . . 192 г. Застрах. Чл. семьи застрахов. Незастрах. Крестьян, рабочий, служ., проч.
Поступил в . . . . . отд. 19 . . . . .	. . . . .	№ посем. обл. . . . .
Переведен в . . . . . отд. 19 . . . . .	. . . . .	фамилия . . . . .
Переведен в . . . . . отд. 19 . . . . .	. . . . .	имя, отч. . . . .
Выписан из . . . . . отд. 19 . . . . .	. . . . .	Домохоз. . . . .
Выписан в спец. лечеб- ницу, какую . . . . . 19 . . . . .	. . . . .	Селение . . . . .
Умер . . . . . 19 . . . . .	. . . . .	Город . . . . .
Общее число проведен. дней . . . . .	. . . . .	

1. Фамилия . . . . . имя . . . . . отч. . . . .
2. Пол: муж., жен. 3. Возраст: лет . . . . . мес. . . . .  
дней . . . . .
4. Народность . . . . .
5. Где живет: уезд, город . . . . . отд. милиции . . . . .  
улица . . . . . д. № . . . . . кв. № . . . . . волость  
. . . . . селение . . . . . фабр. посел.  
. . . . . др. места . . . . .
6. Где работает, служит: на ф-ке (заводе), в мастерской, в  
учреждении, на жел. дороге, дома . . . . .  
Название фабрики (завода), учреждения . . . . .  
Отделение фабр., цех . . . . .  
Главное занятие (Детальная профессия) . . . . .
7. Чем занимается (если не рабоч. и не служ.) . . . . .
8. Время заболевания 192 . . . . . Диагноз . . . . .  
. . . . . Диагностические методы исследо-  
вания . . . . .

<sup>1</sup> Журнал не приводится здесь в виду его громоздкости

9. Внутрибольничные заболевания (какие, время заболевания)  
.....
10. Операция и время ее производства . . . . .
11. Специальные методы лечения (светолечение, электрич., рентген. и пр.) . . . . .
12. Исход болезни: выписался здоровым, с улучш., без улучш., с ухудш.
13. Вероятная способность к прежней работе: сохранена, понижена, потеряна

Подпись врача . . . . .

Регистрация сведений о коечных больных имеет своей задачей собирание материала для статистического исследования госпитальной деятельности лечебниц, вопросов по обеспечению населения госпитальной помощью и других вопросов госпитальной статистики, а также для текущей отчетности по госпитальной деятельности.

Статистическая карта коечного больного предназначается для регистрации сведений о больных, получающих в лечебных заведениях коечную помощь. Рубрики главнейших личных сведений о больном соответствуют сведениям общей статистической карты и при регистрации требуют выполнения тех же правил. Кроме того, статистическая карта коечного больного содержит рубрики для отметок времени поступления больного в лечебное заведение, перевода из одного отделения госпиталя в другое, выписки из лечебницы, перевода в специальную лечебницу, смерти, с учетом числа проведенных дней; здесь же делаются отметки о диагностических методах исследования, операции, специальных методах лечения; внутрибольничных заболеваниях (в том числе и внутрибольничной инфекции), исходе болезни и состоянии трудоспособности при выписке больного. Для определения связи с посемейной регистрацией, где таковая ведется, указывается номер посемейной обложки и фамилия главы той семьи, к которой принадлежит больной.

Статистическая карта коечного больного предназначается для обработки этого материала в статистическом учреждении; для потребностей же самого лечебного заведения ведется «история болезни» коечного больного по особой форме (здесь не приводится).

## V. СТАТИСТИЧЕСКАЯ КАРТА РОДОВСПОМОЖЕНИЯ.

Уезд, город . . . . .

Лечебница . . . . .

Поступила { беременная № род. журн. . . .  
 роженица 192..г....мес....числ. № посем. обл. . . .  
 родильница Страхов. группа:

Выписалась { беременной 192..г....мес....числ. Застрахов.  
 после родов чл. семьи за-  
 страхов.  
 незастрахов.

Умерла 192 . г. . . . . мес. . . . . число. Соц. положение:

От . . . . . Крестьянка  
 (причина смерти) Рабочая

Переведена 192 . г. . . . . мес. . . . . чис. Служащая

Куда . . . . . Проч.

Общее число проведенных дней . . . . .

- 
1. Фамилия . . . . . имя . . . . . отч. . . . .
  2. Возраст . . . . . 3. Народность . . . . .
  4. Где живет <sup>1</sup>: уезд, город . . . . .  
 волость . . . . . село . . . . .  
 фабричн. посел. . . . . др. место . . . . .
  5. В зарегистрированном браке, незарегистр.; живет с мужем,  
 без мужа; живет в семье, одинокая.
  6. Неграмотн., грамотн.
  7. (Для рабочих и служащих) Где работает или служит: на  
 фабрике (зав.) . . . . . в мастерской, учреждении,  
 дома . . . . .  
 Название ф-ки (завода), учреждения . . . . .  
 Отделение фабрики, цех . . . . .  
 Главное занятие (Детальная профессия) . . . . .

---

<sup>1</sup> Для городов: Огд. милиции (или комиссариат) . . . . . ул. . . . .  
 . . . . . д. № . . . . . кв. № . . . . .

8. (Если не работает и не служит) чем занимается? . . . . .
9. Было срочных родов . . . . . преждевременных . . . . .  
выкидышей . . . . .
10. Которая по счету беременность . . . . .
11. Находилась ли под наблюдением врача, акушерки во время беременности: да, нет. Сколько раз посетила консультацию для беременных . . . . .
12. Настоящие роды срочные, преждевременные на . . . . мес.
13. Место настоящих родов: по дороге в род. дом, в родильном доме, в смотровой, в сомнит. отделении, на дому (кто принимал: врач, акушерка, бабка, никто) . . . . .
14. Таз правильный, неправильный; в чем неправильность . . . . . Размеры таза: Tr, Sp, Cr, Con ext, Con. diag.
15. Роды правильные, неправильные; в чем неправильность . . . . .
16. Акушерские пособия и операции . . . . .
17. Роды продолжались . . . . час., из них в учрежд. . . . .
18. Число плодов . . . . . Положение и предлежание плода . . . . .
19. Вес плода: . . . . гр., длина плода . . . . см.  
Пол плода: мужск., женск.; плод живой, мертвый (умер до родов, во время родов), мацерированный; уродства и пороки развития . . . . .  
Если ребенок умер после родов, то сколько жил . . . . дней . . . . час.  
Причина смерти . . . . .
20. Послеродовый период: правильный, неправильный
  - а) Название послеродовой болезни . . . . .
  - б) Название болезни, не зависящей от родов . . . . .
  - в) Повышение температуры (без диагноза): однократное, многократное.

Подпись: { Врач . . . . .  
                  { Акушерка . . . . .

## VI. СТАТИСТИЧЕСКАЯ КАРТА АБОРТА.

Уезд, город . . . . .

Лечебница . . . . .

Поступила 192 . г. . . . . мес. . . . . чис. № род. журн. . . . .

Выписалась } беременной 192 . г. . . . . мес. . . . . чис. № по пор. . . . .  
 } после родов . . . . . Страх. группа:

Умерла 192 . г. . . . . мес. . . . . числ. Застрахованная  
 чл. семьи застр.

От . . . . . незастрахованная  
 (причина смерти)

Переведена 192 . г. . . . . мес. . . . . числ. Соц. положение:  
 Крестьянка  
 Куда . . . . . Рабочая  
 Служащая  
 Общее число проведенных дней . . . . . Проч.

1. Фамилия . . . . . имя . . . . . отч. . . . .
2. Возраст . . . . . лет. 3. Народность . . . . .
4. Где живет: уезд (город) . . . . . отд. милиции (комис-  
 сариат) . . . . . ул. . . . . д. № . . . .  
 кв. № . . . .
5. В зарегистрированном браке, незарегистр.; живет с мужем,  
 без мужа; живет в семье, одинокая . . . . .
6. Неграмотн., грамотн. . . . .
7. (Для работниц и служащих) Где работает или служит: на  
 ф-ке (заводе), в мастерской, учреждении, дома . . . . .  
 Название ф-ки (завода), учреждения . . . . .  
 Отделение фабрики, цех . . . . .  
 Главное занятие (детальная профессия) . . . . .
8. (Если не рабочая и не служащая) Чем занимается? . . . . .
9. При поступлении: аборт—искусственный, начинающийся  
 в ходу, неполный, лихор.д. (септический), поступила для  
 производства полного аборта . . . . .
10. Которая по счету беременность . . . . . на каком  
 месяце . . . . .



№№ беременностей по порядку	В каком году	Чем окончилась беременность: выкидышем, искусственн. выкидышем, преждевременн. родами, срочными родами	Выкидыш или роды произошли дома или в род. доме (приюте)
.....	.....	.....	.....
.....	.....	.....	.....
.....	.....	.....	.....
.....	.....	.....	.....
.....	.....	.....	.....

11. Если выкидыш искусственный, то указать причину прерывания беременности:
  - а) клинические показания (диагноз) .....
  - б) социальные показания: недостаток материальных средств, желание скрыть беременность, невозможность продолжать работу, многосемейность .....
  - в) евгенические показания: наличие грудного ребенка, глухота, немота, душевные заболевания родителей (какие) .....
2. Пособия и операции .....
3. Клинические особенности (в данном случае) .....
4. Послеоперационное лечение: правильное, неправильное (при .....)
  - а) название послеродовой болезни .....
  - б) название болезни, не зависящей от аборта .....
  - в) повышение температуры без диагноза, однократное, многократное.

Подпись врача:

## VII. РЕГИСТРАЦИЯ ОСТРО-ЗАРАЗНЫХ ЗАБОЛЕВАНИЙ.

Основной систематический учет остро-заразных заболеваний производится на общих основаниях с другими заболеваниями, т. - е. путем регистрации их на общих статистических картах; эти карты составляются как в амбулаториях и больницах, так и во всех других лечебно-санитарных учреждениях. На ряду с этою общеою регистрациею, для целей практических противо-эпидемических мероприятий, признается необходимость составления ориентировочных сведений о движении важнейших заразных заболеваний в форме экстренных извещений и еженедельных сведений.

В виду различия в степени приближения к населению медицинской помощи в городских населенных пунктах и в сельских местностях, а также в соответствии с особенностями, лежащими в основе деятельности санитарных органов, обслуживающих городское и сельское население, система текущего учета и порядок извещения о заразных заболеваниях различаются в городах и селениях.

Этот учет производится в следующем порядке:

а) в отношении заболевания чумою и холерою сведения сообщаются в ближайший здравотдел— по телеграфу, телефону или нарочным как в городах, так и сельских местностях;

б) в отношении заболеваний: натуральною оспою, сыпным, возвратным и брюшным тифами, дизентериею, скарлатиною, дифтериею, сапом, сибирскою язвою, столбняком, эпидемическим энцефалитом и проказою—в городских населенных пунктах—врачами посылаются краткие карты экстренных извещений в санитарно-эпидемиологические п/отделы здравотделов местных исполкомов или санитарному врачу в тех городах, где не имеется указанных органов; в сельских местностях

те же извещения посылаются в форме еженедельных сообщений;

в) в отношении заболеваний: неопределенным тифом, корью, коклюшем, малярией, эпидемической желтухой, цереброспинальным менингитом, гриппом, цынгой, родильною горячкою, водобоязнью, укушением бешеными животными, трахомою, туберкулезом (легких и других форм), сифилисом (I и II), острую гонорреей—текущий учет заболеваний проводится в сведениях, сообщаемых в ежемесячных отчетах лечебных учреждений.

Определения болезненности. В заключение необходимо представить некоторый конкретный материал, который мог бы послужить для наглядной характеристики статистических определений болезненности населения. В этих целях было бы возможно демонстрировать строение общего типа болезненности населения по массовым врачебным наблюдениям, проследить его выражения для того и другого пола в отдельности, для возрастных групп, более крупных социальных групп, по отдельным местностям, в движении во времени, по сезонам и месяцам года. Далее возможно сосредоточиться на выделении патологических форм и групп, представляющих наибольшее социальное значение, каковы эпидемические и вообще инфекционные заболевания, так называемые, социальные болезни и т. д. По всем этим пунктам возможно заимствовать показательный материал из того литературного инвентаря, которым располагает статистическое исследование болезненности населения, преимущественно за прошлые годы, и который приводится в литературном списке.

Следует оговориться, что все эти положения пришлось бы осветить лишь в черте отдельных

губерний и местностей, вне более широких государственных обобщений. Уже указано выше, что возникновение статистики болезненности населения в стране в земском периоде было обязано добровольческой инициативе местных губернских санитарных бюро и съездов врачей, в силу чего исследование развертывалось в рамках отдельных губерний. За отсутствием государственного центра для этого исследования, регулирующая роль в его постановке и методологии выполнялась органами Всероссийского Пироговского о-ва; однако, это последнее никогда не располагало средствами и возможностями для обобщающих выводных работ в этой области статистических исследований<sup>1</sup>. Такой перспективы не существовало в условиях прежнего строя, она открывается лишь в новом государстве, создавшем для санитарной статистики полномочные центральные органы в НКЗ и ЦСУ. Необходимо выждать, когда эти работы в достаточной степени разовьются и окрепнут на местах, чтобы послужить для государственных обобщений и сводок в статистическом центре. Однако и теперь, в новых условиях, организационное построение статистического исследования заболеваемости населения сохраняет тот же прежний местный губернский тип, соответственно области ведения губ. и гор. Отделов Здравоохранения.

Некоторые выводы статистики Московской губ. и г. Москвы. Таким образом, для показательных целей предстоит использовать здесь данные местных работ по статистике болезненности населения. Ограниченность места позволяет сосредоточиться здесь лишь на весьма

---

<sup>1</sup> Была сделана лишь попытка общей сводки данных отдельных местностей по эпидемическим заболеваниям (40).

немногих пунктах более основного значения. Таковы: а) строение общей массовой заболеваемости населения, б) заболеваемости возрастно-половых групп населения и ее строение. Также и в этой части нашей работы пользуемся материалами по Московской губернии и, отчасти, по г. Москве.

1) На территории Московской губернии в 1925 г. функционировали в 17 ее уездах 335 лечебных учреждений, больниц и амбулаторий, которые вели статистическую регистрацию наблюдавшихся в них заболеваний населения<sup>1</sup>. Всеми ими за этот год были собраны 2744 тыс. этих наблюдений (на статистических картах), каковые были разработаны в московском санитарно-статистическом бюро под руководством д-ра С. М. Богословского. Регистрация эта в названной губернии, как указано в исторической части этого очерка, ведется уже многие годы. Она была нарушена в годы гражданской войны и разрухи, с утратою материалов и перерывом в наблюдениях, и разработка их восстанавливается с удовлетворительной полнотой лишь с 1925 г. В г. Москве статистическая регистрация заболеваний населения по общей системе ранее не велась и была впервые установлена лишь в 1924—1925 гг. Всего за 1925 г. во всех 265 лечебных учреждениях гор. Москвы было собрано 2.252 тыс. карт о заболеваниях городского населения<sup>2</sup>. Они были разработаны в том же бюро, под руководством д-ра А. А. Чертова, по той же общей программе, что и губернские материалы; разработка этого материала

<sup>1</sup> В том числе 224 лечебницы с коечным лечением, 73 амбулатории, 11 приемных покоев, 10 лечебниц сезонного характера, 6 диспансеров.

<sup>2</sup> Население Московской губернии по переписи 17 декабря 1926 г. определено в 2.544.889 чел. обоюго пола и в гор. Москве 2.025.947 чел.

впервые приводит нашу статистику к ознакомлению с характером общей болезненности населения старого столичного города.

На помещенной ниже (стр. 365) таблице № 46 приводятся итоги, полученные в результате обработки указанного материала (по губернии—по месяцам 1925 г., по городу— в итоге за тот же год). Дается общая сводка в форме той подробной разработки, которая проводится в московском санитарно-статистическом бюро, на основе принятой в государстве номенклатуры,— по отделам, группам и особо выделяемым формам заболеваний. Таблица эта определяет, таким образом, конкретное содержание устанавливаемого статистическим путем понятия общей массовой заболеваемости населения, в его целом, для губернии и г. Москвы в данном году. Для местных изысканий заболеваемости населения она дает как бы масштаб для сравнения и измерения (42).

Располагая в полном параллелизме данными по губернии и по городу, отнюдь не упускаем из вида того, что при сопоставлении этих рядов должны быть приняты во внимание все особенности, различающие то и другое население губернии и города, по их внутреннему составу и строению, социальным условиям жизни и факторам болезненности.

По необходимости приходится ограничиться указанием этих данных, так как их аналитическое исследование и потребовало многих страниц. Но в дополнение позволим себе в тех же целях цитировать общий аналитический вывод одной из наших прежних работ (1908 г.) по определениям болезненности населения Московской губернии.

2) «Сравнительно с другими местностями земской России, общий тип заболеваний, поражающих население столичной губернии, отличается характерною

своеобразностью. А именно, Московской губернии принадлежит в ряду губерний срединной полосы России первенство по распространению болезней, в основе которых лежат:

а) вредные внешние воздействия на организм, каковы травматические, термические и прочие повреждения, а равно отравления, главными ингредиентами которых являются алкоголизм и профессиональные отравления; эта группа факторов болезненности оказывается в Московской губернии наиболее резко выраженной, в 2—3 раза более, если брать для сравнения вообще близко стоящие к ней по характеру болезненности губернии, каковы, например, Воронежская, Рязанская, Саратовская, Тамбовская;

б) далее, в том же смысле следует указать столь крупные элементы болезненности, как болезни органов пищеварения и дыхания, преобладающие в Московской губернии сравнительно, например, с Саратовскою и Самарскою, в 1—1½ раза;

в) из элементов заразно-эпидемической природы столичная губерния идет впереди других местностей по чрезвычайному развитию гриппа, высокому стоянию дизентерии, коклюша, кори, скарлатины, крупозного воспаления легких и рожи;

г) далее, население поражается здесь в большей мере, чем в других местностях, болезнями кожно-мышечной системы, кожи с подкожною клетчаткою, болезнями женских половых органов, общими расстройствами питания;

д) взамен этого, население Московской губернии страдает менее других местностей от многих заболеваний инфекционной природы: перемежающаяся лихорадка количественно

имеет здесь в 4 раза меньшее значение, чем в губерниях Курской, Саратовской и Тамбовской, и почти в 10 раз меньшее, чем в Самарской губернии; то же относительно сифилиса, в 5 раз более слабого в количественном отношении, чем это имеет место в губерниях Воронежской, Саратовской и Тамбовской; то же следует сказать о паразитизме животного происхождения, далее— о дифтерии, тифах—брюшном и сыпном.

В заключение следует сказать, что высокая роль в этиологии болезненности населения Московской губернии, приходящаяся на долю внешних воздействий и ядов, травматизма, алкоголизма и профессиональных отравлений, представляет основание усматривать в этих явлениях известное отражение социальных отношений столичной губернии, сосредоточивающей в себе центры крупно-промышленного производства, капитализма и рабочих масс... Этими общими выводами уясняется путь, в направлении которого должны идти работы в этой области по Московской губернии,—путь этот систематическое и планомерное исследование профессиональных условий болезненности населения<sup>1</sup> (29, 41).

3) Таблица (№ 49), характеризующая «Общую заболеваемость, смертность и летальность заболеваний населения по возрасту и полу», представляет в первой своей части отношения, так называемой, «обращаемости» населения к лечебной помощи по возрастным группам, принимаемые обычно в качестве измерителей массовой заболеваемости этих групп (так называемая «обнаруженная заболеваемость»). Этими показаниями устанавливается, что общая заболеваемость наиболее

---

<sup>1</sup> Писано в 1908 году.



благоприятна в детском возрасте 5—9 лет, именно, в среде мальчиков; у младших детей она гораздо выше, чем в этом возрасте; почти в 2 раза в группе возраста 1—4 лет и почти в 4 раза выше на первом году жизни; с 10 лет заболеваемость повышается, сначала быстро—к 20 годам жизни, далее—более медленно; в возрасте 40—49 лет она достигает предела, превышающего в 2 раза болезненность детей 5—9 лет; у пожилых людей заболеваемость (обращаемость?) оказывается несколько пониженной. (См. диаграмму № 1).

Сравнение показаний того и другого пола обнаруживает, что более высокая заболеваемость на мужской половине имеет место только у младших детей, до 5 лет; уже у девочек 5—9 лет она несколько выше, чем у мальчиков; с возрастом этот перевес женской болезненности непрерывно, хотя и медленно, возрастает; у более пожилых людей эти отношения выравниваются.

Если с этим распределением заболеваемости сопоставить возрастно-половое распределение смертности (вторая часть рисунка), то с одного взгляда ясно, что это последнее следует своей особой закономерности, отличающейся от распределения заболеваемости. Минимум смертности приходится в более старших возрастах 10—14 лет и 15—19 лет; в детских возрастах смертность тем выше, чем моложе возраст: у детей 5—9 лет смертность выше минимума в 2—3 раза, у детей 1—4 лет—в 20 раз и на первом году жизни—в 50—60 раз. Повышение смертности в сторону увеличения возраста после 20 лет идет гораздо более равномерно, медленно и непрерывно; максимум смертности в самом пожилом возрасте.

Сравнение отношений смертности по полу обнаруживает, что в наиболее благоприятные моменты, 10—19 лет, смертность мужчин и женщин

почти одинакова; в детских группах перевес смертности постоянно на стороне мальчиков, и тем более, чем моложе возраст; в производственных группах также постоянно превышение мужской смертности над женской; за 40 лет расхождение смертности того и другого пола делается все более; за 60 лет отношения выравниваются<sup>1</sup>.

Если произвести сравнение повозрастной заболеваемости и смертности, то наибольшее благополучие средних возрастных групп и ухудшение положения, в одну сторону, у детей, и, в другую сторону, у пожилых людей—наблюдается одинаково как по заболеваемости, так и по смертности. Однако, числовое различие чрезвычайно существенно. Заболеваемость колеблется по возрастам гораздо в более ограниченных пределах, чем смертность (1:4, против 1:60); сила болезненности представляется явлением более стойким и постоянным, чем сила смертности. Нет полного совпадения также в наступлении наиболее благоприятного момента по болезненности (дети 5—9 лет) и по смертности (дети 10—14 лет). Существует различие в отношениях обоих факторов к особенностям пола: болезненность обрушивается с большей силой на женщин во всех градациях возраста (кроме детей до 5 лет), в то время, как более высокая смертность составляет преимущественную привилегию мужского пола. Необходимо отметить также количественное различие в материалах для тех и других определений: статистика смертности располагает данными, едва ли превышающими всего 5% тех масс наблюдений,

---

<sup>1</sup> Надо заметить, что при рассмотрении тех же отношений по более детальным возрастным группам обнаруживается повышенная смертность женщин в годы полового развития и наибольшей половой производительности

которые собирает статистика общей болезненности населения<sup>1</sup>.

Поскольку статистика общей заболеваемости приближается, с развитием своего аппарата, к исчерпанию действительной болезненности населения, — может возникнуть вопрос об определении взаимоотношений между этими рядами заболеваемости и смертности. Попытка подойти к этому пункту делается в следующей части таблицы и диаграммы, где прослеживаются числа умерших на 10.000 заболевших, т.-е. коэффициенты «летальности заболеваний» по тем же возрастно-половым группам, что и выше. Отсюда видно, что середина возрастной скалы находится в наиболее благоприятном положении в отношении опасности заболеваний для жизни; на мужской половине эта опасность всегда выше, чем на женской; она максимальна в детском грудном возрасте, где почти  $\frac{1}{3}$  часть всех случаев заболеваний ведут к смертельным исходам. (См. диаграмму № 2).

4) Далее, если проследить ту эволюцию, которая происходит в характере заболеваемости населения в связи с возрастом, то нетрудно заметить, что в этом направлении происходит определенный характерный процесс, соответствующий биологическим условиям развития организма и факторам социальной среды; в этом направлении нами были установлены ранее следующие положения:

а) С чрезвычайной отчетливостью обособляется начальная эпоха жизни, на первом году после появления ребенка на свет, когда патологические проявления складываются в особенно своеобразную комбинацию. Заболевания пищеварительных органов распространяются более, чем на

---

<sup>1</sup> То же указание относится и к статистике «Причин смерти».

третью часть всех случаев болезней этого возраста, 36,4%; болезни кожи с подкожной клетчаткой и болезни дыхательных органов, включают в себе 14%—15%; общие расстройства питания около 5% и пороки развития—2,4%; в общем итоге этот краткий перечень патологического списка обнимает почти  $\frac{3}{4}$ , до 75% всей массовой, чрезвычайно высокой в этом возрасте, заболеваемости детей грудного возраста. Из факторов инфекционно-паразитарной природы в собственном смысле (корь, коклюш, дизентерия, оспа натуральная и ветряная) на этот возраст приходится всего до 15% общей патологической суммы. Так выражается патологическая реакция соприкосновения новорожденного человека с внешним миром: наибольшее воздействие патологические факторы обнаруживают на область пищеварения и питания ребенка, его дыхание и наружные покровы его тела; кроме того, новорожденный приносит с собой на свет в некотором содержании группу, так называемых, пороков развития;

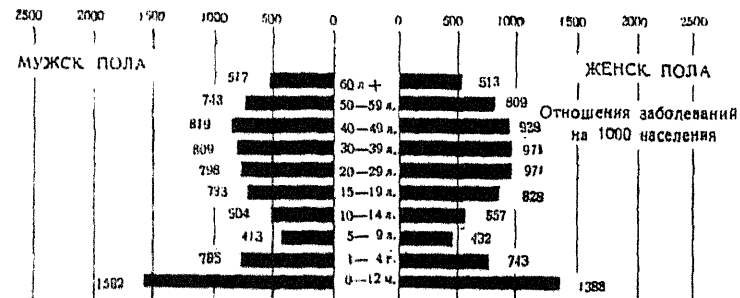
б) за рубежом первого года жизни описанный комплекс болезненности резко изменяется: значение болезней органов пищеварения, дыхания и кожи значительно сокращается у детей возраста 1—4 лет. Взамен этого выступает на сцену новый фактор, инфекционной природы, сразу захватывающий до 26% всей суммы заболеваемости (дифтерия, скарлатина, корь, коклюш, дизентерия);

в) детский возраст 5—9 лет является наиболее благоприятным по силе заболеваемости вообще. Главные бичи здоровья младшего детского населения (болезни органов пищеварения, дыхания, кожи, общие расстройства

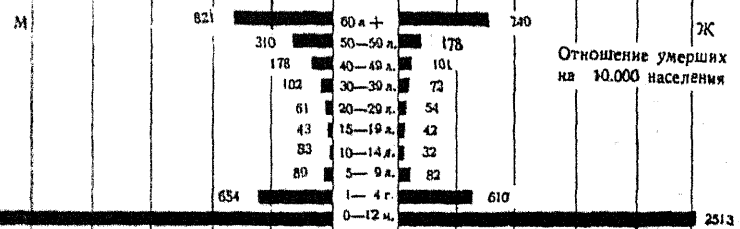
Диаграмма № 1

Общая заболеваемость, смертность и летальность заболеваний по полу и возрасту в Московской губ.

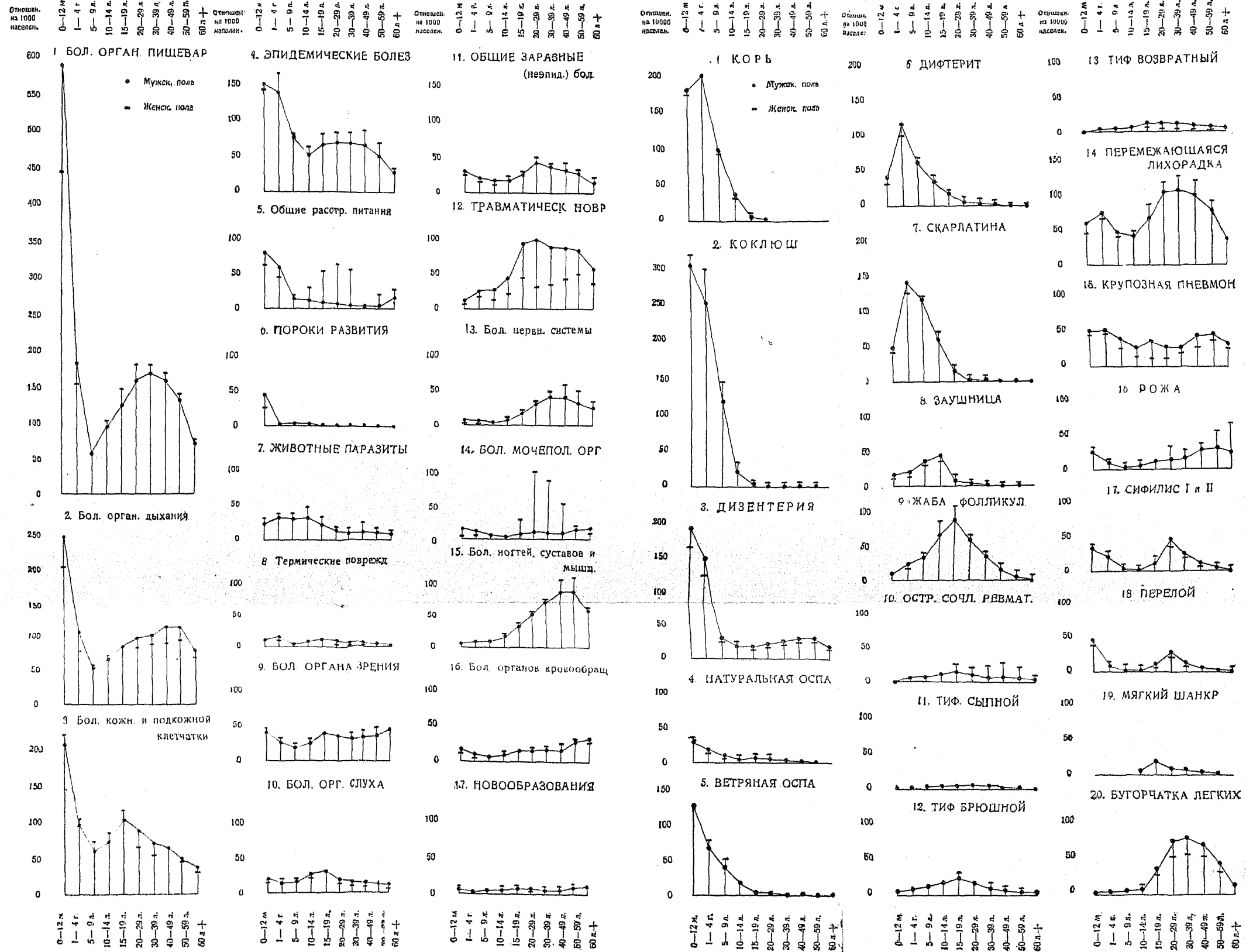
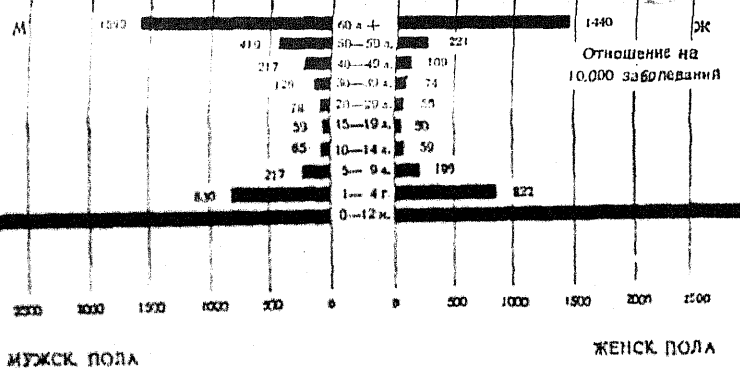
1. ОБЩАЯ ЗАБОЛЕВАЕМОСТЬ



2. ОБЩАЯ СМЕРТНОСТЬ



3. ЛЕТАЛЬНОСТЬ ЗАБОЛЕВАНИЙ



питания) исчерпали свою силу ранее и теперь находятся на минимальном уровне. При всем том относительное значение инфекционного фактора не только не ослабевает, но поднимается до максимальной высоты—31% общей суммы патологических проявлений. Вместе с тем получает относительное возрастание новый фактор заболеваемости—внешний травматический момент. Таким образом, период энергичного детского роста сопрягается с восприимчивостью организма к острым инфекциям и вредным внешним воздействиям (паразиты);

г) однако, наибольшее воздействие внешних влияний проявляет свою силу дальше, за рубежом детского возраста: повреждения травматические и термические учащаются у молодежи 15—19 лет, составляя здесь почти 10% всей массы заболеваний; нарастают также болезни органов зрения и слуха, кожи и подкожной клетчатки, некоторые инфекции (жаба фолликулярная);

д) условия заканчивающегося роста и развертывающейся производительной деятельности, после 20 лет жизни, сопрягаются со стойким усилением всех видов травм, не-эпидемических инфекций (сифилис, перелой, бугорчатка легких, малярия), отравлений (алкоголизм), болезней нервной системы, костей, суставов и мышц, мочевых и половых органов: период производительной жизни отражает в себе с наибольшей силой влияние социальных факторов болезненности;

е) период увядания организма связывается с меньшею восприимчивостью по отношению к острым инфекциям и эпидемическим формам (кроме крупозной пневмонии и рожи, в особенности, у женщин); за 50 лет более резко

сказывается разрушительный процесс в области систем кровеносной и лимфатической, органов дыхания, мочевых, зрения и слуха; усиливается значение новообразований в ряду факторов болезненности.

Этими общими указаниями мы должны ограничиться.

### Главнейшая литература.

- 1) И. В. Попов: «Е. А. Осипов». Журн. «О-ва русских врачей» в память Н. И. Пирогова, 1904 г., стр. 235 и «Санит. хроника Моск. губ.», 1904 г., № 5;
- 2) К. П. Шидловский: «Памяти Е. А. Осипова» Журн. «Общество врачей», 1914, № 4.
- 3) Ф. Ф. Эрисман: «Санитарная статистика». Приложение к курсу гигиены, изд. 1887 и 1912 гг.;
- 4) Ю. Э. Янсон: «Теория статистики», 1887 г.;
- 5) П. И. Куркин: «Земская санитарная статистика». Труды «Совещания по санитарным и санит.-статистическим вопросам при правл. Пирог. О-ва», апрель 1912 г.
- 6) Его же: «Санитарная статистика, как метод изучения санитарного состояния населения». Руководство «Социальная гигиена» под ред. проф. А. В. Молькова и проф. Н. А. Семашко;
- 7) Е. И. Яковенко: «Медицинская статистика», добавление П. И. Куркина: «Санитарная статистика в России», 1924 г.;
- 8) Е. А. Осипов: «Программа санитарного исследования Московской губернии». Обзор 25-лет деятельности (1865—1890) Московского земства. Прил. № 11. Изд. 1892 г.;
- 9) Его же: «Статистика болезненности населения Московской губернии за 1878—1882 гг.» Изд. 1890.
- 10) П. И. Куркин: «Земская санитарная статистика». Журн. Статистический вестник», 1914—1915 гг., № 1—2.
- 11) Н. И. Тезяков: «Заболеваемость населения Воронежской губернии в 1898 г.». Изд.

1900 г.; 12) Его же: То же за 1899 г. Изд. 1902 г. 13) А. И. Шингарев: «Заболеваемость населения Воронежской губернии в 1898—1902 гг.» Изд. 1906 г.; 14) А. Н. Меерков: «Заболеваемость населения Воронежской губернии в 1903—1907 гг.» Изд. 1912 г.; 15) В. И. Асеев: «Обзор данных о заболеваемости населения в Курской губернии в 1891—1895 гг.» Изд. 1901 г.; 16) В. И. Долженков: «Обзор важнейших остро-заразных болезней в Курской губернии в 1885—1890 гг. Изд. 1893 г.; 17) Н. И. Тезяков: «Заболеваемость населения Саратовской губернии в 1903 г.» Изд. 1906 г.; 18) То же в 1904 году, изд. 1910 г.; 19) Н. М. Романов: «Заболеваемость населения Саратовской губернии в 1907 г.» Изд. 1914 г.; 20) В. И. Никольский: «Тамбовский уезд. Статистика населения и болезненности», 1885 г.; 21) И. И. Молдесон: «Санитарно-статистические материалы Тамбовской губернии за 1898—1900 гг.» Изд. 1900—1902 гг. 22) П. Ф. Кудрявцев: «Материалы по болезненности населения Рязанской губернии за 1905—1902 гг.» 23) П. Ф. Кудрявцев: «Материалы по болезненности населения Рязанской губернии за 1905—1916 гг.» Изд. 1909—1917 гг.; 24) С. Н. Игумнов: «Материалы по заболеваемости населения Харьковской губернии в 1904 г., изд. 1907 г.; 25) В. Н. Демьяненко: «Очерк заболеваемости населения Сумского уезда за 1901—1905 гг.» Изд. 1908 г.; 26) Его же: «Материалы по болезненности населения в 7 уездах Харьковской губернии за 1905 г.»; 27) Его же: То же (по 8 уездам) за 1906 год.; 28) То же за 1907 г.; 29) М. С. Уваров: «Санитарное положение Херсонской губернии заболеваемость населения в 1887—1889 гг.» Изд. 1891 г.; 30) П. И. Куркин: «Статистика болезненности населения Московской губернии за 1883—1902 гг.» Вып. 1, 2, 3 и 4, изд. 1907—1912 гг.;



31) Его же: «Обращаемость населения Московской губернии в лечебные заведения с 1898—1902 гг.» Изд. 1906 г.; 32) В. С. Лебедев: «Условия доступности врачебной помощи для населения Московской губернии». Вып. 1 и 2. Изд. 1908—1912 гг.; 33) С. М. Богословский: «Система профессиональной классификации» (для обработки материалов по болезненности). Изд. 1913.; 34) Его же: «Статистика профессиональной болезненности». Болезненность фабрично-заводских рабочих Московской губернии. Изд. 1923 г.; 35) Его же: «План организации санитарной статистики в Союзе СССР». 1927 г.; 36) Его же: «Статистика профессиональной заболеваемости», ч. 1, Методы. Изд. 1926 г.; 37) Его же: «Физическое развитие и здоровье промышленных рабочих и служащих г. Москвы» (по данным диспансерного исследования 1924—1925 гг. Изд. 1927 г.; 38) «Правила медико-статистической регистрации». Вып. I «Общие правила и формы регистрации отчетности». Изд. НКЗ 1920 г.; 39) «Правила медико-статистической регистрации». Вып. II, ч. I. «Номенклатура болезней и причин смерти». Изд. 1924 и 1927 гг.; 40) «Номенклатура болезней, выработанная Пироговским о-вом», «Программа для медицинской регистрации и обработки материалов по болезненности, выработанная О-вом русских врачей в память К. И. Пирогова» (1900 г.). Работы Комиссии по вопросу об объединении методов санитарно-статистических исследований» (к VII Пироговскому съезду, 1899 г.; 41) К. И. Шидловский: «Краткий обзор главнейших остро-заразных заболеваний в 16 губерниях земской России за 1899 г.», с картами и диаграммами. Журн. «О-ва русских врачей в память Н. И. Пирогова», 1901 г. № 2.—То же по 17 губерниям за 1900 г. Там же, 1902 г., № 3.—То же по 15 губерниям за 1901 г. Там же, 1903 г.

№ 5.—То же по 19 губерниям за 1902 г. Там же, 1904 г., № 5.; 42) П. И. Куркин: «Общая болезненность населения в земской санитарной статистике». Журн. «Общество врачей», 1914 г., № 2 и № 4  
43) Болезненность населения Московской губернии и г. Москвы в 1925 г. «Еженедельник Мосздравотдела», 1926 г. №№ 7, 18, 29—30, 38—40.

---

Таблица 46. Заболеваемость населения Московской

	Январь	Февраль	Март	Апрель	М а й	Июнь	Июль	АВГУСТ
<b>Отд. I. Бол. эпидеми- ческие и инфек- ционные . . . .</b>	43949	47734	42579	27891	30015	29921	26309	26159
<b>Гр. 1. Бол. эпидемиче- ские . . . .</b>	36362	40242	33900	20911	21810	21543	18818	19750
1. Брюшной тиф и па- ратиф . . . . .	267	228	244	157	197	148	222	536
2. Смыной тиф . . . .	75	51	70	48	43	33	12	6
2а. Возвратный тиф .	1	2	1	1	1	—	1	—
3. Перемеж. лихорад. и малярийн. кахеке.	1636	1713	2441	3384	5081	4201	3318	3928
4. Оспа натуральная .	21	9	19	19	24	37	23	25
5. Корь . . . . .	2622	2192	2816	1704	1516	1227	809	387
6. Скарлатина . . . . .	1178	1228	1302	975	1163	1382	98	948
7. Коклюш . . . . .	662	578	711	497	753	1288	1270	1221
8. Дифтерия . . . . .	204	157	176	161	126	112	223	155
9. Грипп . . . . .	27735	32036	23152	11893	10151	10284	8535	9723
9а. Заушница . . . . .	201	396	701	530	550	378	269	149
10. Азиатская холера .	—	—	—	—	—	—	—	—
11. Cholera nostras . . .	—	5	5	4	1	4	13	14
11а. Дизентерия . . . .	148	122	173	229	679	916	1276	1306
11б. Чума . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—
11в. Прокказа . . . . .	—	2	—	—	—	—	—	—
11г. Рожжа . . . . .	740	667	757	591	678	800	732	738
11д. Эпидемическ. це- реброспинальный менингит . . . . .	9	5	11	5	2	—	3	1
11е. Тиф невыяснен. формы . . . . .	186	155	150	76	90	82	110	292
12. Проч. эпидем. бол.	677	636	791	637	752	661	514	301
<b>Гр. 2. Бол. инфекцион- ные (неэпидем.).</b>	7587	7492	8679	6980	8205	8378	7491	6409
12а. Сип . . . . .	—	1	—	—	—	11	—	—
12б. Сибирская язва . .	5	6	6	5	2	4	2	7
12в. Водобоязнь . . . .	—	1	1	2	—	1	3	—
13. Бугорч. орган. ды- хания (гортани лег- ких, плевры, ка- тарт верхушек . . . .	4091	4009	4712	4313	4923	4872	4310	3618
13а. Бугорч. лимфатич. системы . . . . .	1203	1125	1072	880	892	815	792	671
14. Бугорч. мозговых оболочк. и центр. нервн. системы . . . .	12	14	5	10	9	7	13	6

губернии и г. Москвы в 1925 г.

Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	И т о г о			г. Москва		
				Муж.	Женц.	Об. пола	Муж.	Женц.	Об. пола
27101	27610	29211	29547	178817	209209	388026	161840	142302	304142
20974	21398	22633	22106	134727	165721	300448	101118	93046	194164
435	251	224	158	1310	1757	3067	1308	1291	2599
17	9	22	41	198	219	417	189	89	278
1	1	2	2	6	7	13	30	4	34
2800	1864	1346	1176	15243	18145	33388	7150	5607	12757
20	11	31	29	120	148	268	47	55	102
184	292	575	756	7501	7659	15160	5700	5780	11480
833	728	665	659	5840	6209	12049	4766	5004	9770
961	621	538	454	7331	5218	9549	4013	4587	8600
172	184	148	134	1011	941	192	1022	1014	2030
13680	15867	17289	16723	87236	110195	197431	66437	59154	125591
137	224	317	420	2178	2094	4272	1936	1783	3719
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
10	1	18	—	44	31	75	21	7	28
414	139	101	92	2955	2640	5595	1106	787	1893
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
—	—	—	—	9	—	2	9	2	4
753	644	583	577	2515	5765	8280	2684	3332	6016
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2	1	—	1	20	20	40	22	15	37
211	127	88	79	775	871	1646	755	635	1390
344	435	691	805	3442	3802	7244	3930	3930	7860
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
6127	6211	6578	7441	44090	43488	87578	60722	49256	109978
—	—	—	—	1	12	13	2	—	2
1	4	3	4	34	15	49	48	26	74
—	—	1	—	9	—	9	12	1	13
3360	3331	3618	4261	24911	24510	49421	38909	35390	74299
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
864	864	1068	1067	5370	5943	11313	2258	2446	4704
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
6	3	7	4	57	39	96	52	31	83

	Январь	Февраль	Март	Апрель	М а й	Июнь	Июль	Август
14а. Бугорчатка кожи	31	32	32	25	34	22	28	20
14б. Бугорч. костей и сочленен. . . . .	257	305	418	264	393	381	327	198
15. Бугорч. проч. органов . . . . .	24	137	214	22	52	35	25	11
15а. Сифилис первичн.	45	42	60	36	30	56	5	38
15б. Сифилис вторичн.	498	412	438	292	419	481	390	368
15в. Сифилис третичн.	469	463	477	319	372	484	367	361
15г. Сифилис наслед.	42	107	75	48	34	33	51	32
15д. Сифилис без особенн. знач. формы. . .	87	83	86	56	58	81	56	54
15е. Мягкий шанкр. . .	23	30	27	24	24	18	23	26
15ж. Гонококция . . .	604	608	834	543	675	799	751	721
15з. Септицемия . . .	8	10	6	6	7	7	4	8
15и. Проч. инфекцион. болезни . . . . .	158	107	216	135	278	271	299	270
<b>Отд. II. Общие болезни (кроме вышеуказанных) . . . . .</b>	<b>19202</b>	<b>20198</b>	<b>21942</b>	<b>14983</b>	<b>20420</b>	<b>20259</b>	<b>19546</b>	<b>15259</b>
<b>Гр. I. Новообразования</b>	<b>1089</b>	<b>1092</b>	<b>1364</b>	<b>906</b>	<b>1286</b>	<b>1210</b>	<b>1161</b>	<b>907</b>
16. Рак, саркома и пр. злокач. новообраз.	397	374	457	298	453	378	359	311
16а. Новообразов. не злокач. или неопредел. злокач. характера . . . . .	692	718	907	608	833	832	822	596
<b>Гр. 2. Общ. расстройст. питан., обмена и внутр. секрец.</b>	<b>18023</b>	<b>19016</b>	<b>20503</b>	<b>13974</b>	<b>19061</b>	<b>18952</b>	<b>18269</b>	<b>11239</b>
16б. Острый сочленовный ревматизм. . .	3789	3597	3877	2558	3850	3944	3496	3065
16в. Хрон. ревматизм	811	787	850	762	837	839	870	581
16г. Подагра. . . . .	36	28	37	26	41	56	55	38
16д. Arthritis deformans	29	18	30	19	69	23	24	23
16е. Цынга. . . . .	52	38	45	35	46	44	55	29
16ж. Рахит. . . . .	345	502	655	461	747	634	533	299
16з. Анемия . . . . .	12785	13860	14703	9961	13297	13189	13023	10041
16и. Хлороз . . . . .	33	43	75	24	26	31	42	14
16к. Пр. бол. расстр. питан. обмена и внутр. секрец. . .	143	143	231	128	128	189	171	149

Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	Итого			г. Москва		
				Муж.	Женщ.	Об. пола	Муж.	Женщ.	Об. пола
17	27	17	15	132	168	300	179	206	385
148	212	205	282	1765	1655	3420	3226	2799	6025
12	12	9	15	270	299	568	267	239	506
54	41	66	45	368	195	563	335	146	481
323	334	356	430	2154	2587	4741	2173	1899	4072
357	364	347	417	1599	3198	4797	2146	2029	4175
37	40	27	47	253	315	573	255	272	527
78	49	57	43	339	449	788	849	759	1608
43	36	27	19	269	51	320	547	94	641
560	680	588	636	5338	2661	7999	8969	2509	11478
15	8	9	5	35	58	93	36	38	74
252	205	173	151	1181	1334	2515	459	372	831
12893	11728	14776	17233	60861	147578	208439	60061	87263	147334
856	827	945	1012	6040	6615	12655	7958	6565	14523
287	286	335	367	1770	2513	4283	1459	2041	3500
569	541	610	645	4270	4102	8372	6499	4524	11023
11969	10724	13379	16054	53603	140860	194463	47839	80438	128277
2601	2424	2519	2997	12708	26009	38717	8052	9433	17485
453	481	704	622	2437	6223	8660	2696	3600	6296
21	22	24	32	81	337	418	310	997	1307
17	16	18	30	64	186	316	63	140	203
40	24	33	18	273	252	459	112	45	157
257	200	245	297	3043	2132	5175	1658	1359	3017
8427	7407	9924	11811	34459	103969	138428	34130	62521	96651
17	22	42	6	15	363	378	13	157	170
134	125	170	201	523	1389	1912	805	2186	2991

	Январь	Февраль	Март	Апрель	М а й	Июнь	Июль	Август
<b>Гр. 3. Отравления. . . . .</b>	90	90	75	103	73	97	116	113
16 л. Отравл. алкоголем	72	69	63	94	70	90	108	102
16 м. Отравлен. суррог. алкоголя . . . . .	9	8	2	1	—	1	3	2
16 н. Отравл. хрович. . .	9	13	10	8	3	6	5	9
<b>Отд. III. Бол. нервной сист. и органов чувств. . . . .</b>	29129	29699	31738	24034	30142	27680	29731	24312
<b>Гр. Болезни нервной системы . . . . .</b>	10425	10019	10354	7397	8968	9201	8936	7451
17. Воспален. мозгов. обол. . . . .	45	67	81	43	54	54	41	50
18. Геморрагия, апо- плексия и разн. го- ловного мозга. . . . .	97	90	38	22	42	27	22	21
18 а. Истерия . . . . .	539	533	544	475	517	379	440	299
18 б. Неврастения. . . . .	1967	1891	2294	1603	2099	2067	1924	1509
18 в. Невриты. . . . .	107	122	236	185	153	184	172	113
18 г. Травмат. неврозы	25	10	20	12	11	7	5	4
18 д. Душевные бол.	107	93	145	81	109	107	120	80
18 е. Прог. бол. нервн. системы. . . . .	7608	7283	7596	4976	5977	6376	6212	5372
<b>Гр. 2. Болезни органов зрения . . . . .</b>	11143	12267	13035	11668	15134	12987	14024	11883
18 ж. Катаракта. . . . .	158	169	211	164	259	265	217	136
18 з. Трахома . . . . .	355	393	394	331	494	259	375	309
18 и. Курьиная слепота	57	145	469	579	373	319	333	89
18 к. Конъюнктивит . . .	6495	7108	7517	4802	9776	8014	8820	7462
18 л. Нистагм . . . . .	7	14	7	1	5	3	4	4
18 м. Близорукость . . . .	159	165	104	93	134	122	84	125
18 н. Др. аномал. ре- фрак. . . . .	786	979	1042	568	561	589	606	493
18 о. Введение ино- родных тел . . . . .	372	361	272	400	475	502	566	627
18 п. Проч поврежден. глаза . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—
18 р. Проч. бол. орган. зрения. . . . .	2754	2933	3019	2730	3357	2877	3029	2638
<b>Гр. 3. Болезни органов слуха . . . . .</b>	7561	7413	7749	4969	5740	5492	6771	4978
18 с. Внедр. инородн. тел . . . . .	119	156	91	82	97	101	94	100

Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	И т о г о			г. Москва		
				Муж.	Женщ.	Об. пола	Муж.	Женщ.	Об. пола
68	177	152	167	1218	103	1321	4264	270	4534
64	172	140	156	1146	54	1200	4088	223	4311
1	1	2	1	27	4	31	14	1	15
3	4	10	10	45	45	90	162	46	208
22645	21836	24498	26671	139704	182244	321945	194778	175492	370270
7238	7183	9367	10165	33442	68862	107304	61087	62044	123101
32	41	46	44	314	284	598	298	240	538
20	18	35	27	162	158	320	191	159	350
387	393	573	639	791	4927	5718	2542	1432	16913
1471	1421	1793	2 05	9209	12935	22144	22623	169 8	40 01
117	150	175	157	752	1125	1877	939	763	1702
13	36	14	24	122	59	181	1042	275	1317
77	70	80	111	706	474	1180	3044	1930	4944
5121	5054	6651	7060	26386	48900	75286	29438	27297	567 5
10806	9611	9521	10371	65937	76813	142750	90245	81726	180371
130	108	128	132	800	1267	2067	1219	1639	2858
234	293	276	451	2029	2175	4204	2 81	2496	4 80
40	30	41	25	1374	1126	2500	165	230	39
6347	5440	5386	5783	37118	47829	84947	32490	31051	63541
2	3	—	4	36	18	54	102	84	186
141	213	151	168	988	671	1659	5347	3540	887
722	695	769	815	4675	3980	8655	20974	14974	35948
534	569	449	488	4635	1040	5675	89 9	1111	1005
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2596	2250	2321	2475	14282	18707	32989	27525	26601	54126
4601	4842	5610	6135	35322	36539	71861	34446	31752	66198
114	134	183	146	688	729	1417	169	125	294



	Январь	Февраль	Март	Апрель	М а и	Июнь	Июль	Август
18 г. Глухота . . . . .	50	59	79	27	60	67	47	53
18 у. Проч. бол. орган. слуха . . . . .	7392	7198	7579	4860	5583	5324	6630	4825
<b>Отд. IV. Бол. органов кровообращ. . .</b>	<b>8033</b>	<b>7499</b>	<b>8127</b>	<b>5994</b>	<b>7761</b>	<b>7656</b>	<b>7664</b>	<b>6276</b>
19. Болезни сердца . .	4101	3740	4268	2864	3664	3717	3652	2767
19 а. Грудная жаба . .	38	103	98	8	9	13	11	7
19 б. Расширен. сердца	77	89	80	91	99	76	99	75
19 в. Невроз сердца . .	782	725	785	544	684	729	652	571
19 г. Артериосклероз .	460	424	507	324	488	565	538	381
19 д. Расширение вен .	723	701	711	723	1019	993	1076	858
19 е. Проч. бол. орган. кровообращ. . .	1859	1717	1748	1440	1798	1563	1636	1609
<b>Отд. V. Бол. орг. ды- хания . . . . .</b>	<b>31258</b>	<b>29695</b>	<b>34959</b>	<b>20318</b>	<b>21866</b>	<b>20793</b>	<b>16222</b>	<b>14461</b>
20. Острый бронхит (бронх. без указ. формы в возр. до 5 лет). . . . .	768	7866	9741	5390	5660	5339	4626	3992
21. Хронич. бронхит (бронх. без указ. формы бл. и старше)	11483	10168	12279	6642	6870	6851	5213	4805
22. Крупозное восп. легких. . . . .	1128	1146	1252	713	579	437	290	207
23. Хронич. ринит. . .	1843	1955	2313	1500	1804	1743	1491	1451
23 а. Ларинго-трахеит.	3516	3215	3237	2067	2348	2070	1285	1100
23 б. Бронхиальн. астма	35	32	37	28	38	16	37	51
23 в. Плеврит. . . . .	1759	1785	1958	1483	1723	1664	1385	1223
23 г. Эмфизема легких.	373	367	464	234	311	317	245	210
23 д. Проч. бол. орг. дыхан. . . . .	3435	3161	3678	2461	2533	2356	1650	1422
<b>Отд. VI. Бол. орг пи- щеварения. . .</b>	<b>50442</b>	<b>49686</b>	<b>51905</b>	<b>40030</b>	<b>54012</b>	<b>58231</b>	<b>68763</b>	<b>64231</b>
24. Бол. желудка (кр. рака). . . . .	3188	3079	4037	2009	2818	3108	3231	2934
25. Понос и энтерит в возр. до 2 лет . .	3884	4146	4232	3775	8076	9897	16230	15806
26. Аппендицит. . . .	1290	1383	1428	968	1166	1221	1162	911
27. Грыжи (невроход. кишек). . . . .	681	605	766	477	797	738	661	591
28. Цирроз печени . .	35	22	31	12	22	20	33	19
28 а. Бол. зубов . . .	10301	10298	11902	9936	12539	12525	11794	11715
28 б. Болезни глотки и миндалин . . . . .	8562	8703	7419	4968	5718	5705	4676	4407

Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	Итого			г. Москва		
				Муж.	Женщ.	Об. пола	Муж.	Женщ.	Об. пола
52	23	31	22	293	277	570	160	164	324
4435	4685	5396	5967	34341	35533	69874	34117	31463	65580
5757	6132	735	8158	36434	49978	86412	45804	47321	93125
2545	2737	3518	4082	16342	25313	41655	17777	23079	40856
9	15	20	8	105	164	269	184	154	336
42	89	105	85	528	479	1007	1033	846	1879
452	619	718	838	3505	4594	8099	5383	5538	10921
362	364	436	573	2082	3348	5430	4088	3635	7723
697	658	730	724	3555	6058	9613	5752	4498	10250
1650	1650	1828	1848	10317	10022	20339	11587	9573	21160
17671	21069	25344	25603	137114	142345	279459	106351	94588	210939
4595	5588	6710	6473	37254	36413	73667	25180	20851	46031
6118	7361	9336	9599	49345	47379	96724	25476	17568	43044
331	613	734	711	4507	3634	8141	1401	1070	2471
1802	1503	1575	1803	7712	13071	20783	15435	19699	35134
1617	2159	2328	2570	10650	16862	27512	13363	15114	28477
57	40	54	33	238	220	458	537	486	1023
1206	1312	1495	1606	9868	8731	18599	6036	4560	10596
222	248	365	398	2736	1018	3754	2107	507	2614
1723	2245	2747	2410	14804	15017	29821	16816	14733	31549
45506	39339	43229	45720	277055	334039	611094	249056	243310	492366
2356	2038	2643	2853	12856	21518	34374	6875	7584	14459
6225	4128	4110	3596	44791	39374	84165	15290	13162	28452
860	940	1141	1250	4753	8967	13720	7209	11975	19184
557	531	569	633	5391	2218	7609	6696	2043	8739
15	29	32	16	145	141	286	125	144	269
11568	10750	11050	11570	63863	72105	135968	96656	92861	189517
5170	5499	5688	5831	32413	39242	71655	39886	41343	81229

	Январь	Февраль	Март	Апрель	М а й	Июнь	Июль	Август
28в. Острый гастрит и энтерит у взрослых . . . . .	11955	1189.	11999	10651	13605	15191	21454	19869
28г. Хронический гастрит и энтерит у взрослых . . . . .	2183	1763	1624	1185	1477	1420	1500	1283
28д. Круглая язва желудка и двенадцатипер. кишки . . . . .	513	513	503	402	493	600	483	490
28е. Анкилостома . . . . .	3093	3441	2788	1931	2285	2404	2682	2495
28ж. Глисты . . . . .	584	514	512	383	334	287	272	462
28з. Желтуха . . . . .								
28и. Прочие болезни органов пищеварения . . . . .	4170	4027	4664	3313	4598	5025	4516	3249
<b>Отд. VII. Бол. мочеполов. орган. . . . .</b>	<b>8676</b>	<b>8304</b>	<b>9374</b>	<b>6519</b>	<b>7985</b>	<b>7852</b>	<b>7274</b>	<b>6164</b>
<b>Гр. 1. Бол. моч. орган. . . . .</b>	<b>1710</b>	<b>1533</b>	<b>1867</b>	<b>1235</b>	<b>1413</b>	<b>1453</b>	<b>1442</b>	<b>1279</b>
29. Остр. и хрон. нефр. . . . .	677	516	692	447	469	512	543	477
29а. Проч. бол. мочев. орг. . . . .	1033	987	1175	808	944	941	899	802
<b>Гр. 2. Бол. муж. полов. органов . . . . .</b>	<b>200</b>	<b>279</b>	<b>236</b>	<b>257</b>	<b>267</b>	<b>288</b>	<b>250</b>	<b>203</b>
<b>Гр. 3. Бол. жен. полов. органов . . . . .</b>	<b>6706</b>	<b>6492</b>	<b>7271</b>	<b>5007</b>	<b>6305</b>	<b>6111</b>	<b>5582</b>	<b>4682</b>
29б. Бол. грудн. железы (кроме послерод. и рака) . . . . .	612	578	687	447	507	490	467	497
30. Проч. бол. женск. полов. орг. (кроме злокач. новообр.) . . . . .	5330	4979	5766	3858	4969	4895	4390	3606
30а. Metrorrhagia . . . . .	764	935	818	702	829	726	725	579
<b>Отд. VIII. Бол. берем. и послеродов. . . . .</b>	<b>3688</b>	<b>3556</b>	<b>3563</b>	<b>2909</b>	<b>2843</b>	<b>3153</b>	<b>3238</b>	<b>3007</b>
30б. Нормальн. роды . . . . .	2271	2192	2344	1869	1834	1992	2185	2000
31. Септицем. родильн. . . . .	15	4	4	3	24	9	5	11
32. Проч. бол берем. и родил. (в том числе выкидыш) . . . . .	1402	1360	1215	1037	985	1152	1048	996

Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	Итого			г. Москва		
				Муж.	Женщ.	Об. пола	Муж.	Женщ.	Об. пола
11845	9122	10039	11177	70419	88380	153799	48905	42248	91203
1021	971	1427	1571	6836	10598	17434	5931	7447	13378
482	479	447	533	3770	2168	5938	2515	1275	3790
2098	1817	2448	3141	10541	20176	30717	4211	6584	10795
628	787	467	789	2810	3179	6019	1288	1128	2416
2672	2248	3168	2760	18437	25073	44410	13469	15466	28935
5623	5814	6899	7217	8644	79087	87731	9720	103801	113521
1079	1041	1181	1363	5590	11026	16616	5558	9057	14615
409	347	433	493	2171	3874	6045	1788	2834	4622
670	694	748	870	3419	7152	10571	3770	6223	9903
288	243	249	234	3054	—	3054	4162	—	4162
4256	4530	5469	5650	—	68061	60361	—	94744	94744
449	416	503	492	—	6175	6175	—	3273	3273
3972	3613	4384	4483	—	53545	53545	—	87255	87255
535	471	582	675	—	8341	8341	—	4216	4216
3028	3128	3253	3846	—	39212	39212	—	8443	8443
1945	1978	2135	2561	—	25306	25306	—	599	599
1	3	3	6	—	88	88	—	22	22
1082	1147	1115	1379	—	13818	13818	—	7822	7822

	Январь	Февраль	Март	Апрель	М а й	Июнь	Июль	Август
<b>Отд. IX. Бол. кожи и подкожн. клетч.</b>	31147	28564	29531	25683	32394	31059	36800	37897
32а. Scabies, Favus, Herp. tons . . . . .	6650	6654	6555	4964	5558	5573	5211	5364
32б. Экзема . . . . .	8061	7157	7268	5918	6844	5949	6386	6535
32в. Фурункулез . . . . .	3795	3363	3303	2962	3678	3796	5221	6232
32г. Нарывы и флегм. . . . .	4538	3962	4229	4333	7927	6942	9495	10082
32д. Pararitium . . . . .	932	734	869	941	1078	1127	1174	1059
32е. Эритема . . . . .	132	127	175	156	302	270	361	180
32ж. Красивница . . . . .	332	343	361	406	566	546	804	680
32з. Воспал. кожи . . . . .	498	577	626	587	759	792	1028	879
32и. Мозоли . . . . .	156	167	220	231	396	266	345	194
32к. Прочие болезни кожи и подкожн. клетч. . . . .	6053	5480	5925	5185	6086	5798	6775	6692
<b>Отд. X. Бол. костей, сустав. и мышц</b>	7645	7163	8154	6004	7861	8470	8449	6902
32л. Миозит . . . . .	2464	2368	2820	2026	2632	2977	3006	2188
32м. Lumbago . . . . .	2342	2144	3385	1735	2125	2296	2318	2194
32н. Мышечный ревматизм . . . . .	736	672	803	445	668	460	595	435
32о. Плоская стопа . . . . .	22	15	19	18	27	26	78	28
32п. Прочие деформации скелета . . . . .	69	75	82	59	105	78	99	68
32р. Прочие болезни костей, суставов и мышц . . . . .	2012	1889	2045	1721	2304	2453	2353	1989
<b>Отд. XI. Пороки развития . . . . .</b>	267	230	281	196	346	331	235	203
<b>Отд. XII. Бол. новорожден.</b>	98	89	669	89	134	149	251	117
33 Врожден. слабость.	6	3	2	9	1	4	6	3
33а. Проч. бол. новорожден. . . . .	92	86	667	80	133	145	245	114
<b>Отд. XIII. 34 Старческ. дряхл. . . . .</b>	111	119	147	87	159	166	122	96
<b>Отд. XIV. 35. Болезн. от внешних причин . . . . .</b>	13712	12119	13346	12496	17000	18555	22604	19348
35а. Ожоги . . . . .	1945	1691	1696	1413	1470	1594	2051	1632
35б. Ознобление и отморожен. . . . .	175	48	44	—	3	4	4	2

Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	И т о г о			г. Москва		
				Муж.	Женщ.	Об. пола	Муж.	Женщ.	Об. пола
35832	31114	29387	29740	183826	195322	379148	125821	95366	221187
5580	5191	5360	5212	30497	37575	67872	10006	9395	19401
7172	6517	6600	6838	37281	44054	81335	17000	15973	33073
5442	4214	4005	3923	29097	20837	49934	21602	9583	30985
8393	7015	5724	6108	40823	37025	77848	32310	20200	52510
1087	1339	1010	1024	4922	7452	12374	4829	5850	10687
167	127	167	168	904	1428	2332	1040	1311	2351
415	396	374	262	2102	3383	5485	1498	1867	3365
701	631	568	625	3689	4682	8371	3509	3827	7336
249	218	246	203	1500	1311	2891	1839	1131	2970
6626	5466	5243	5377	32931	37775	70706	32088	26416	58504
6227	6499	6741	7430	42067	45478	87545	36364	23000	59364
1999	2204	2227	2436	14112	15235	29347	9372	5933	15305
2167	2060	2089	2350	13317	12893	26210	10397	4402	14799
411	372	604	632	2806	4207	7013	1622	1041	2663
16	8	15	18	95	195	290	363	300	663
63	49	42	55	447	397	844	823	816	1639
1571	1801	1764	1939	11290	12551	23841	13782	10488	24270
195	154	205	197	1623	1147	2770	1154	849	2003
172	99	106	81	1035	1019	2054	231	224	455
2	2	5	1	25	19	44	19	19	38
170	97	101	80	1010	1000	2010	212	205	417
84	75	76	109	344	1007	1351	78	289	367
16060	15596	15339	15091	119382	71884	191266	130791	58862	189653
1662	1880	2005	2436	10990	10485	21475	11655	9335	20990
4	33	72	245	417	225	642	275	199	474

	Январь	Февраль	Март	Апрель	М а й	Июнь	Июль	Август
35 в. Лишение воздуха	3	—	4	8	2	—	1	1
35 г. Асфиксия вслед. вдых. ядовит. и вредн. газов . . .	44	10	22	1	4	3	9	11
35 д. Утопление . . . .	6	1	30	1	—	3	3	3
35 е. Ушиб . . . . .	5764	5024	5291	4486	6085	6567	7323	6338
35 ж. Раны . . . . .	3403	3321	3817	4119	6292	7024	9138	8129
35 з. Перелом . . . . .	513	396	393	364	428	498	520	424
35 и. Вывих . . . . .	111	112	142	104	162	191	202	155
35 к. Растяжение . . .	613	544	667	699	929	1050	957	774
35 л. Отрыв частей тела	5	6	4	5	5	4	15	21
35 м. Раздробление . .	4	13	6	5	6	3	2	4
35 н. Поврежд. внутрен. орг. без поврежд. кожи . . . . .	5	16	4	—	2	—	30	14
35 о. Ссадины, эрсии .	358	288	315	363	474	519	646	667
35 п. Внедр. инородн. тел . . . . .	384	347	545	482	521	499	537	474
35 р. Проч. травматич. поврежд. . . . .	298	230	283	376	520	477	683	566
35 с. Острые отравле- ния . . . . .	53	54	81	51	68	91	103	95
35 т. Гипертермия . .	—	—	1	—	5	2	26	2
35 у. Пор. электрическ. током . . . . .	—	—	1	—	—	—	3	—
35 ф. Пор. рентгеновск. луч . . . . .	—	—	—	3	—	—	—	—
36. Лишение отдыха и пища . . . . .	28	18	20	12	21	26	51	36
Отд. XV. Неопред. и не- точно обознач. болезни . . . .	5830	5471	6343	3953	4530	4817	5331	472
И т о г о . . . .	253187	250126	262658	1913866	237468	239092	252539	229153

Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	И т о г о			г. М о с к в а		
				Муж.	Женщ.	Об. пола	Муж.	Женщ.	Об. пола
—	4	2	—	11	7	18	8	11	19
11	38	59	52	115	155	270	99	125	224
—	12	9	1	42	7	49	3	—	3
5343	5263	5744	5395	41560	27063	68623	36522	15374	54896
6085	5609	4750	4413	46390	20010	66400	56285	17636	73921
384	369	381	366	3144	1892	5036	3034	1762	4796
139	140	133	106	983	714	1697	854	549	1403
722	693	687	626	5357	3604	8961	5841	3348	9189
13	16	9	8	85	26	111	128	31	159
4	11	3	4	42	23	65	96	25	121
11	2	10	9	61	42	103	45	39	84
656	681	620	521	3961	2147	6108	5766	2201	7963
432	367	384	477	2728	2721	5449	3324	3149	6473
514	407	416	373	2903	2240	5143	5411	3920	9331
54	55	37	43	411	374	785	657	721	1378
2	1	3	1	18	25	43	9	8	17
—	1	1	—	4	2	6	3	1	4
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
21	14	14	15	160	122	282	776	428	1204
4069	3990	4065	4009	26830	30299	57129	27033	23161	49197
202793	193983	210184	220682	1213733	1529818	2743551	1149082	1103320	2252402



Таблица 47. Заболеваемость населения Мос  
и полу  
Отношение на 1.000 населения

Название болезней	0-12 мес.		1-4 л.		5-9 л.		10-14 л.	
	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.
Кл. I.								
Гр. 1. Эпидемические бол. . . . .	171,5	155,4	140,9	167,6	75,4	76,8	64,47	61,37
Гр. 2. Общ. заразн. (не эпи- дем.) бол. . . . .	28,0	26,7	20,1	17,8	16,3	13,9	16,1	20,6
Кл. II. Животные паразиты.	20,7	23,4	33,8	37,1	33,0	39,9	34,3	47,4
Кл. III. Травмат. поврежде- ния . . . . .	10,2	9,6	22,8	18,5	24,2	13,0	41,6	20,6
Кл. IV. Термич. поврежде- ния . . . . .	11,1	10,3	14,5	11,3	5,0	4,7	8,2	8,0
Кл. V. Отравления. . . . .	0,5	0,3	0,7	0,5	0,3	0,3	0,3	0,2
Кл. VI. Новообразования. . .	2,1	2,5	1,0	1,1	2,5	2,8	4,5	5,0
Кл. VII. Общ. расстр. пита- ния . . . . .	78,0	63,0	56,9	51,0	12,8	17,7	12,4	27,0
Кл. VIII. Пороки развития.	41,0	28,8	2,0	1,3	2,0	2,0	1,3	1,0
Кл. IX.								
Гр. 1. Болезни нервные . . . . .	8,4	6,7	5,6	4,9	3,4	3,5	5,9	7,1
Гр. 2. Бол. кровеносн. и лимф. системы. . . . .	17,9	15,6	8,6	7,1	5,5	4,7	7,2	7,9
Гр. 3. Бол. орг. обоняния и дыхания. . . . .	243,2	203,1	117,8	105,3	51,1	54,1	61,9	66,1
Гр. 4. Бол. органов пищева- рения . . . . .	50,6	40,8	181,4	159,6	57,3	57,8	89,3	97,8
Гр. 5. Бол. мочевых орга- нов . . . . .	6,8	1,8	6,2	3,0	3,0	1,3	2,0	1,2
Гр. 6. Бол. муж. половых органов . . . . .	6,9	—	5,8	—	2,4	—	1,1	—
Гр. 7. Бол. жен. половых органов . . . . .	—	1,3	—	1,7	—	2,6	—	0,7
Гр. 8. Бол. органов зрения.	39,8	41,4	28,2	34,2	13,7	23,4	26,2	29,1
Гр. 9. Бол. органов слуха . . .	21,1	18,3	4,5	15,5	13,4	19,5	25,0	22,0
Гр. 10. Бол. костей, суста- вов и мышц . . . . .	5,0	3,0	3,8	5,3	7,7	6,6	14,7	16,4
Гр. 11. Бол. кожи и под- кожн. клетч. . . . .	204,7	218,9	97,4	103,0	57,1	69,9	73,1	87,8
<b>Итого . . . . .</b>	<b>1563,4</b>	<b>1371,6</b>	<b>781,7</b>	<b>740,4</b>	<b>409,3</b>	<b>427,0</b>	<b>493,7</b>	<b>548,2</b>

1 Таблицы 47 и 48 заимствованы из материалов Московского Губерн

ковской губернии по роду болезни, возрасту 1906—1908 гг.

каждой группы возраста и пола <sup>1</sup>.

15 19 л.		20—29 л.		30—39 л.		40—49 л.		50 59 л.		60 и стар.		Итого	
М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.
66,9	84,3	69,4	85,1	70,5	85,8	67,0	86,9	54,1	70,9	27,6	33,1	74,8	83,5
27,7	30,4	41,7	48,6	39,3	41,1	37,5	43,5	30,3	38,7	15,9	21,5	28,8	30,6
21,5	29,2	15,0	17,9	14,2	19,3	14,6	20,6	11,5	15,3	10,2	10,9	21,4	26,3
90,2	40,8	97,4	,7	92,6	32,8	91,9	41,2	81,7	47,7	55,0	36,0	68,2	30,5
14,3	9,1	11,3	5,5	9,8	5,0	9,1	5,1	6,7	4,7	4,5	3,3	9,8	6,4
0,5	0,4	3,8	0,7	11,3	0,8	13,3	1,2	7,9	1,1	2,7	0,4	4,6	0,6
5,6	6,4	5,2	3,8	3,5	4,8	4,6	8,4	7,6	8,6	7,4	6,5	4,5	5,1
11,4	54,1	11,5	66,0	9,0	58,3	6,8	4,1	6,7	24,2	17,4	25,7	17,6	43,9
0,7	0,7	0,3	0,5	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	1,9	1,4
14,2	16,9	28,0	34,7	34,7	46,9	34,8	52,7	32,4	45,5	21,5	23,1	20,3	26,9
9,2	9,6	9,8	12,3	11,3	17,4	15,9	21,1	23,9	27,7	28,3	27,0	12,3	14,7
85,5	81,1	93,3	81,9	99,2	89,4	114,8	91,4	114,2	92,7	75,6	66,4	94,1	84,6
125,4	148,1	157,3	177,7	65,3	178,4	154,7	166,4	129,8	135,9	68,7	70,3	143,4	146,4
2,4	3,1	3,0	7,5	4,9	9,1	7,5	10,6	8,9	9,2	9,0	5,2	4,9	5,7
4,3	—	8,4	—	5,0	—	3,1	—	2,5	—	2,4	—	4,4	—
—	24,3	—	89,9	—	73,5	—	35,9	—	9,6	—	4,9	—	32,3
39,9	38,2	38,4	37,0	36,9	40,0	38,9	41,7	38,9	45,8	44,5	45,1	34,6	37,2
27,7	23,3	19,5	16,3	16,3	11,0	15,9	14,6	15,8	14,3	12,8	9,4	19,0	16,8
34,1	36,6	50,9	54,0	69,6	75,5	84,0	101,1	82,7	102,7	51,9	56,1	43,3	49,7
103,7	115,8	86,0	68,6	55,4	55,4	61,3	53,0	50,0	46,7	35,5	31,6	77,7	73,8
718,3	817,6	790,5	804,5	368,4	968,4	817,8	926,0	741,7	806,7	516,0	512,8	—	—

Ского Санитарного Бюро.

Таблица 48. Заболеваемость населения Мос-  
 ными болезнями по  
 Отношения на 10 тысяч населения

Название болезней.	0-12 мес		1-4 л.		5-9 л.		10-14 л		15-19 л.	
	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.
1. Корь . . . . .	180,5	174,9	203,4	203,1	99,3	97,8	36,7	33,6	4,6	5,4
2. Скарлатина . . .	48,1	43,3	133,0	122,1	114,1	115,8	58,9	67,1	15,9	20,9
3. Дифтерит . . . .	39,3	30,8	115,9	100,4	60,7	64,7	33,5	41,2	16,0	22,4
4. Оспа натур. . . .	26,3	30,5	45,0	43,3	8,2	7,7	4,9	5,5	7,8	8,8
5. Оспа ветряная . .	121,7	135,0	64,8	69,9	39,2	41,5	13,7	13,5	3,3	4,1
6. Заушница . . . . .	12,3	7,9	17,1	12,9	34,0	27,6	40,5	33,3	8,4	13,7
7. Коклюш. . . . .	201,1	318,6	249,0	297,1	115,4	142,4	21,3	29,1	1,7	3,8
8. Грипп. . . . .	942,1	830,4	655,0	612,9	331,2	332,7	333,8	416,4	557,9	759,2
9. Тиф сыпной . . . .	0,2	0,3	0,6	0,3	1,1	1,1	1,6	1,8	2,6	3,0
10. Тиф брюшной . . .	2,0	1,0	5,0	3,8	8,9	8,6	14,4	14,8	21,0	25,6
11. Тиф невясян. . . .	2,2	1,2	4,1	3,4	5,3	4,6	7,4	5,9	12,6	12,0
12. Возвратн. тиф. . .	0,5	0,3	1,4	0,7	2,5	2,1	5,6	3,1	14,4	6,3
13. Дизентерия . . . .	190,3	166,1	148,1	124,4	30,5	29,0	20,1	21,5	19,7	17,8
14. Бугорчатка . . . .	14,7	10,8	13,2	16,7	18,0	16,3	21,4	24,2	57,9	49,7
а) в т. ч. буг. лег.	3,5	2,7	4,2	3,6	4,5	4,9	7,4	11,0	36,0	28,3
15. Сифилис (итого) . .	80,1	85,1	28,1	29,0	11,6	17,8	14,2	27,5	34,1	59,6
В том числе:										
а) сиф. наслед. . . . .	41,5	44,5	4,6	4,5	1,6	2,4	1,4	2,4	1,2	1,9
б) > третичн. . . . .	2,4	4,1	3,0	3,3	3,5	5,3	7,1	10,1	16,1	37,2
в) > вторичный . . . .	34,6	36,0	20,1	20,7	6,4	10,0	5,5	9,8	13,4	19,7
г) > первичный . . . .	1,1	0,5	0,4	0,5	0,1	0,1	0,2	0,2	3,0	0,8
16. Перелой . . . . .	41,2	39,5	9,1	9,8	2,8	3,5	2,0	2,8	10,0	9,0
17. Мягкий шанкр. . . .	0,2	—	—	—	—	—	0,1	—	5,8	1,1
18. Жаба фолликул. . .	8,1	8,2	21,2	19,3	35,7	40,1	65,4	83,6	83,7	103,7
19. Круп. восп. лег. . .	47,8	35,4	49,3	36,9	40,3	25,8	29,4	17,8	38,6	15,0
20. Остр. соchl. рев. . .	1,1	0,5	2,7	2,6	5,6	5,0	10,7	12,1	18,2	24,1
21. Перемеж. лихор. . .	56,2	46,4	76,1	69,2	53,4	46,0	41,0	47,3	71,1	84,4
22. Гожа . . . . .	25,9	29,3	8,1	9,2	4,6	6,2	6,7	14,1	11,6	34,4

Ковской губернии эпидемическими и зараз-  
возрасту и полу.  
каждой группы возраста и пола.

20-29 л.		30-39 л.		40-49 л.		50-59 л.		60 и стар.		Итого		Обоего пола
М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	М.	Ж.	
1,1	1,0	0,3	0,5	0,1	0,2	0,1	0,2	—	0,3	42,1	38,9	40,4
4,0	4,7	1,5	2,1	0,9	0,9	0,3	0,5	0,4	0,2	37,4	36,1	36,7
5,8	9,2	3,9	6,0	1,7	3,5	0,5	1,9	0,6	0,8	27,1	27,0	27,0
7,0	9,0	4,8	4,3	1,3	0,9	0,4	0,3	0,1	0,3	6,8	6,5	6,6
1,8	2,0	0,7	0,7	0,4	0,4	0,3	0,3	0,1	0,1	16,9	17,0	16,9
1,7	3,1	0,8	1,3	0,3	0,8	0,1	0,5	—	0,1	11,8	10,1	10,9
0,6	2,0	0,6	2,1	0,5	1,2	0,3	0,7	0,1	0,3	49,9	56,3	53,2
626,7	828,5	645,1	843,6	606,8	840,9	491,2	688,1	213,0	312,9	532,9	655,8	596,3
3,7	2,7	3,3	2,8	2,4	2,5	1,8	1,6	0,6	0,7	2,1	1,9	2,0
17,6	17,7	12,1	14,0	9,9	12,0	7,7	9,5	3,3	3,5	11,7	12,5	12,1
12,2	9,4	10,9	9,4	9,4	10,2	7,9	7,8	3,3	3,7	8,5	7,5	8,0
15,7	6,2	15,5	6,1	13,2	8,0	9,9	5,6	3,0	2,4	9,5	4,6	7,0
21,2	20,3	16,2	21,3	29,7	24,5	30,1	26,8	19,5	18,8	41,9	36,6	38,9
99,9	73,1	12,4	76,8	90,9	64,2	58,4	39,5	16,3	15,7	58,5	45,0	51,5
75,9	54,7	79,1	58,2	70,4	50,2	44,3	30,8	11,3	11,3	40,6	30,6	35,4
73,6	91,2	61,4	97,5	62,6	113,8	56,4	20,4	35,5	61,8	46,9	71,8	59,8
0,4	0,5	0,2	0,2	—	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	2,2	2,1	2,4
31,3	55,7	39,7	75,6	46,7	99,8	47,9	10,5	31,9	61,0	24,9	50,8	38,4
34,4	31,1	24,0	20,7	13,4	13,3	7,7	9,6	3,1	3,6	17,1	17,9	17,5
7,5	1,4	0,5	1,0	2,5	0,5	0,7	0,2	0,1	0,1	2,7	0,6	1,6
26,4	21,5	15,2	12,1	7,4	5,8	3,4	4,2	2,0	2,8	11,3	9,8	10,6
17,8	1,1	10,3	0,9	4,5	0,3	2,0	0,2	0,6	—	5,6	0,5	3,0
59,8	64,4	35,3	39,7	17,0	24,4	6,1	16,9	2,3	5,3	39,2	45,5	42,4
31,0	14,9	31,8	22,3	40,8	31,5	44,6	39,9	29,9	28,2	37,2	25,1	31,0
16,3	22,2	15,7	22,5	16,8	24,6	15,4	21,8	6,7	9,9	12,2	16,2	14,3
102,3	115,1	107,7	124,1	98,9	118,1	79,7	83,3	36,9	39,1	78,3	85,7	82,1
12,9	27,9	17,1	35,7	24,8	55,6	27,7	63,3	21,1	45,6	14,7	31,7	23,4

Таблица 49. Общая заболеваемость, смертность и летальность заболеваний по полу и возрасту в Московской губернии (1906—1908 гг.)<sup>1</sup>.

1. Заболеваемость населения.

(Отношения заболеваний на 1.000 населения).

	0—12 мес.	1—4 лет	5—9 лет	10—14 лет	15—19 лет	20—29 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60 и стар.	Итого
Мужской пол. . .	1581,6	784,6	413,2	504,0	732,9	797,5	809,1	819,3	742,5	516,6	723,0
Женский пол. . .	1388,1	743,2	431,6	556,8	827,7	970,7	971,4	928,5	808,5	513,4	792,7

2. Общая смертность

(Отношения умерших на 1.000 населения).

Мужской пол. . .	288,5	65,4	8,9	3,3	4,3	6,1	10,2	17,8	31,0	82,1	34,7
Женский пол. . .	251,3	61,0	8,2	3,2	4,2	5,4	7,2	10,1	17,8	74,0	29,2

3. Летальность заболеваний.

(Числа смертных случаев на 1.000 заболеваний).

Мужской пол. . .	318,3	83,6	21,7	6,5	5,9	7,8	12,6	21,7	41,9	159,0	48,0
Женский пол. . .	318,3	82,2	19,9	5,9	5,0	5,6	7,4	10,9	22,1	144,0	36,8

<sup>1</sup> См. «Общая болезненность населения в земской санитарной статистике». (Литерат. указатель, № 42).

## ГЛАВА ВОСЬМАЯ.

### НАСЕЛЕНИЕ И ЕГО СОСТАВ.

Определение численности населения. Численность и состав населения с достаточной точностью известны лишь для годов переписей. Для годов между переписями и годов, следующих за последней переписью, приходится обычно прибегать к различного рода вычислениям.

Не следует забывать, что результаты этих вычислений носят приближенный характер, хотя они обычно достаточно пригодны для разных практических целей.

Вычислять количество населения можно различным образом. Естественный рост населения подобен росту капитала при сложных процентах, за исключением того, что проценты прибавляются непрерывно, а не полугодично или ежемесячно. Иными словами население растет в геометрической прогрессии. Основой для исчислений в этом случае служит ежегодный процент прироста. Когда дело идет о больших массах населения, притом мало затронутых миграционными влияниями (переселения и перемещения населения), вычисления по способу геометрической прогрессии ведут к достаточно надежным результатам. Практическое неудобство способа заключается в том, что

население, растущее только путем естественного прироста, встречается в настоящее время не часто.

Более прост способ арифметической прогрессии, при котором исходят из предпосылки постоянного ежегодного абсолютного прироста населения в промежуток времени между двумя переписями. Прирост населения за 10 лет, деленный на 10, составляет ежегодный прирост. Это соответствует росту капитала при простых процентах. За этот способ говорит его простота и получаемая достаточная надежность результатов, особенно для масс населения при значительной иммиграции и эмиграции. Способ этот удобен и тем, что при нем сумма исчисленного населения для отдельных составных частей данной территории совпадает с количеством населения, исчисленным для всей территории, чего не бывает при вычислении по способу геометрической прогрессии. В Соединенных Штатах в настоящее время принят этот способ. Не следует, однако, пользоваться этим способом для исчисления будущего населения на слишком большое число лет после последней переписи.

Для приближенного определения численности населения пользуются и различными косвенными материалами,—числом учащихся в школах, числом новых построек, числами умерших от незаразных заболеваний, числами пассажиров, перевезенных трамваями и т. п. Все эти данные, которые обыкновенно нетрудно получить, являются, однако, лишь материалами для некоторой проверки правильности вычислений, но основываться только на них не следует.

Наиболее точно количество населения в каждый данный момент может быть определено при наличии точных данных о родившихся и умерших и о приезжающих и выезжающих из данной местности. Прибавляя к числу населения по последней

переписи разность между числами родившихся и умерших и разность между числами прибывших и выбывших за данное время, мы получаем точное количество населения на каждый данный момент времени. К сожалению, практически способ этот мало применим, за отсутствием надежных данных о числах прибывающих и выбывающих.

При исчислениях населения городов, необходимо иметь в виду нередкие изменения границ городской черты; города часто растут вследствие расширения территории, включения пригородных селений. Прирост населения вследствие этих причин не следует смешивать с приростом населения данной постоянной территории.

**Арифметический прирост.** Предположим, что население какой-либо местности составляло по переписи 1910 г. 70.000 и по переписи 1920 г.—100.000. Весь прирост за 10 лет составил 30.000 и средний ежегодный прирост—3.000. На основании этого можно исчислить население, например, для 1914 г. равным  $70.000 + (4 \times 3.000) = 82.000$ ; для 1925 г. численность населения составит  $100.000 + (5 \times 3.000) = 115.000$ . Предполагается, что в течение ближайших лет после последней переписи ежегодный прирост населения в абсолютных числах будет равен среднему ежегодному приросту за время между двумя последними переписями. Это наиболее простой и обычный способ исчисления количества населения.

Следует помнить, что промежуток времени между двумя переписями не всегда составляет полное число лет. Предположим, что во взятом примере перепись 1910 г. была 1 июня и перепись 1920 г.—15 апреля. Следовательно, промежуток времени между обеими переписями был



10 лет— $1\frac{1}{2}$  месяца, или  $9\frac{7}{8}$  лет (9,875 лет). Средний ежегодный прирост составит в этом случае не 3.000, но  $30.000 : 9,875 = 3.038$ , и исчисленное население составит 82.152 для 1914 г. и 115.190 для 1925 г. Разница в данном случае, как видим, получается небольшая. Тем не менее, рекомендуется производить исчисления, руководясь датами предыдущих переписей.

Приурочивание численности населения к середине года. При вычислении различных коэффициентов (смертности, рождаемости и пр.) обыкновенно берут в знаменателе численность населения, приуроченную к середине года. Перепись населения 1920 г. была во взятом примере 15 апреля. Спрашивается, какая численность населения была 1 июля? 1 июня 1910 г. население составляло, как было указано выше, 70.000. Средний ежегодный прирост был 3.038, и средний ежемесячный прирост  $3.038 : 12 = 253$ . 1 июля 1910 г., следовательно, население составляло  $70.000 + 253 = 70.253$ . 1 июля 1920 г. оно равнялось  $100.000 + 253 \times 2\frac{1}{2}$  месяца или 100.633.

Средний прирост населения за 10 лет составлял, таким образом,  $100.633 - 70.253 = 30.380$  или в среднем ежегодно 3.038, т.-е. то же число, что и приведенное выше.

Пользуясь таким арифметическим способом, мы можем перечислять население со дня фактического производства переписи к середине года.

\* Население Ленинграда, например, по переписи 15 марта 1923 г., составляло 1.071.103 и по переписи 17 декабря 1926 г.—1.614.008. Прирост составил 542.905 за 3 года и 9 месяцев, т.-е. за 45 месяцев. Исчисленное население на 1 июля 1926 г. составит, таким образом

$$1.071.103 + [(39,5 : 45) \times 542.905] = 1.071.103 + \\ + 476.550 = 1.547.653;$$

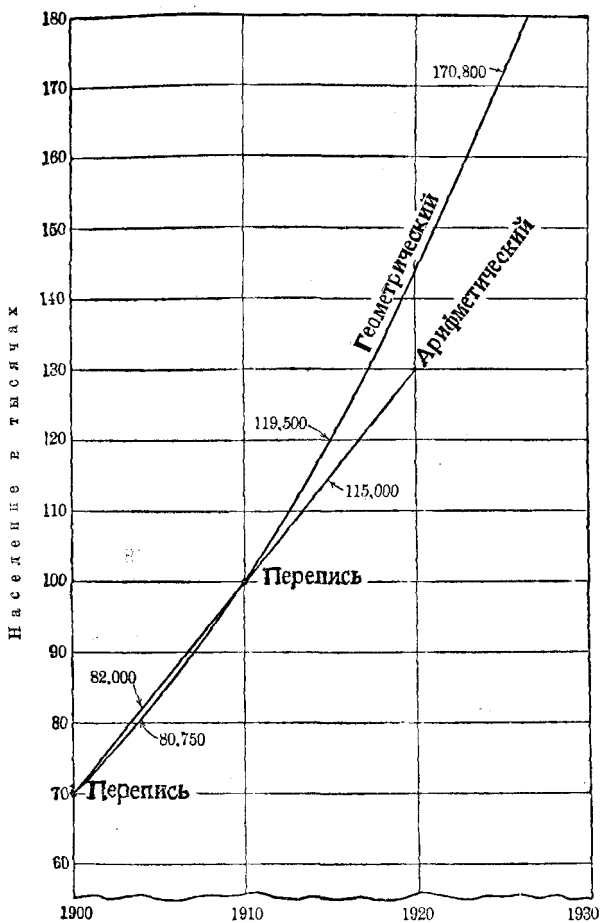
или

$$1.614.008 - [(5,5 : 45) \times 542.905] = 1.614.068 - \\ - 66.355 = 1.547.653.$$

Геометрический прирост. Для исчисления населения по способу геометрической прогрессии нужно вместо самих чисел брать их логарифмы; дальнейшее вычисление тогда то же, что и при арифметическом способе. Возьмем прежний пример, что население в 1910 г. составляло 70.000 и в 1920 г. 100.000. Логарифм 100.000 = 5,0000 и логарифм 70.000 = 4,8451. Вместо вычитания 70.000 из 100.000, мы вычитаем 4,8451 из 5,0000 и получаем разность = 0,1549. Вместо деления 30.000 на 10 мы делим 0,1549 на 10 и получаем частное = 0,01549. Для получения населения 1914 г. умножаем 0,01549 на 4 и получаем 0,0620. Это последнее число прибавляем к 4,8451, т.-е. к  $\log 70.000$ ; сумма составляет 4,9071. Эта величина представляет логарифм искомой величины, и искомое число = 80.750.

Население данной местности составляло в 1910 г. 70.000 и в 1920 г. 100.000; требуется вычислить население в 1914 г., 1925 г. и 1935 г. по арифметическому и геометрическому способам. (См. таблицу 50 на стр. 391).

Как видно из таблицы, арифметический способ дает для между-переписных лет более высокие числа, чем геометрический способ; наоборот, для после-переписных лет исчисления по геометрическому способу дают более высокие числа, чем исчисления по арифметическому способу. Эти соотношения представлены на чертеже № 29,



Черт. 29. Арифметический и геометрический способы исчисления населения.

Таблица 50.

	Арифмети- ческий способ	Геометрический способ
1	2	3
Население в 1920 г. . .	100.000	$\log 100000 = 5,0000$
» » 1910 » . .	<u>70.000</u>	$\log 70000 = 4,8451$
Прирост за 10 лет . . .	30.000	0,1549
» » 1 год . . .	3.000	0,0155
» » 4 года . . .	12.000	0,0620
Население в 1910 г. . .	70.000	4,8451
» » 1914 » . .	<u>82.000</u>	$\log 80.750 = 4,9071$
Прирост за 5 лет. . . .	15.000	0,0775
Население в 1920 г. . .	100.000	<u>5,0000</u>
» » 1925 » . .	<u>115.000</u>	$\log 119.500 = 5,0775$
Прирост за 15 лет . . .	45.000	0,2325
Население в 1920 г. . .	100.000	<u>5,0000</u>
» » 1935 » . .	<u>145.000</u>	$\log 170.800 = 5,2325$

Формула геометрического прироста.  
Формула для вычисления населения по геометрическому приросту представляется в таком виде:

$$P_n = P(1 + r)^n,$$

где  $P$ —население по одной переписи,  $P_n$ —население по другой переписи через  $n$  лет;  $r$ —ежегодный процент прироста и  $n$ —число лет,

Применим эту формулу к уже рассмотренному случаю. Здесь нам известны числа населения  $P$  и  $P_n$ , 70.000 и 100.000, и известно, что  $n$  составляет 10 лет. Требуется определить  $r$ , ежегодный процент прироста. Вышеприведенную формулу можно написать в таком виде:

$$\log P_n - \log P = n \log (1 + r).$$

Подставляя значение логарифмов 100.000 и 70.000 и значение  $n$ , имеем

$$5,0000 - 4,8451 = 10 \log (1 + r)$$

$$0,1549 = 10 \log (1 + r)$$

$$0,01549 = \log (1 + r)$$

и из таблицы логарифмов находим  $(1 + r) = 1,036$  и следовательно,  $r = 1,036 - 1 = 0,036$  или  $3,6\%$ . Следовательно, средний ежегодный процент прироста населения между 1910 и 1920 гг. составлял во взятом примере 3,6.

Зная процент прироста и предполагая, что он остается постоянным, мы можем исчислить население для любого момента времени. Например, мы хотим исчислить население для 1935 г., т.-е. через 15 лет после переписи 1920 г. Здесь мы имеем:

$$P_n = 100.000 (1 + 0,036)^{15}$$

$$\log P_n = \log 100.000 + 15 \log 1,036$$

$$= 5,0000 + (15 \times 0,01549)$$

$$\log P_n = 5,23235,$$

$$P_n = 170800 \text{ по таблице логарифмов.}$$

Применением приведенной формулы можно решить ряд интересных задач. Например, через

сколько лет население в нашем примере со 100.000 достигнет 200.000? Нам известно, что средний процент прироста между 1910 и 1920 гг. равняется 3,6. Следовательно, в формуле мы имеем

$$200.000 = 100.000 (1 + 0,036)^n.$$

Требуется найти значение  $n$

$$\log 200.000 = \log 100.000 + n \log 1,036$$

$$5,30103 = 5,0000 + n \times 0,01549$$

$$0,30103 = n \times 0,01549$$

$$n = \frac{0,30103}{0,01549} = 19,43 \text{ лет.}$$

В строго математическом смысле, мы не должны бы были класть в основу наших построений целый год и даже месяц, так как население увеличивается непрерывно, изо дня в день и ежечасно. Более точные способы вычисления требуют знакомства с дифференциальным и интегральным исчислением, но для практических целей приведенные способы вполне достаточны.

\* Выше был приведен пример вычисления периода удвоения населения, т.-е. числа лет, в течение которого население увеличивается вдвое против своей начальной величины, в предположении неизменяющегося процента прироста. Этот период удвоения можно приближенно определить и не пользуясь приведенной формулой, но просто путем деления числа 69,3 на процент прироста. Так в приведенном примере период удвоения по формуле составляет 19,43 лет, а по указанному простому способу  $69,3 : 3,6 = 19,3$  лет.

Коэффициент прироста. Население Соединенных Штатов составляло 1 июня 1900 г. 75.994.575, и 15 апреля 1910 г. 91.972.266. Прирост за  $9 \frac{7}{8}$  лет равняется 15.977.691, или в среднем 134.833 в месяц. Можно пойти дальше и определить, например, что средний ежедневный прирост составлял 4.494, прирост в минуту около 3,12 и т. д. Можно также определить, исходя из предпосылки постоянства величины прироста, что население Соединенных Штатов достигло 100 миллионов в 4 часа дня 3 апреля 1915 г. Подобные построения имеют известную привлекательность для широкой публики, но их, конечно, не следует принимать серьезно. В данном примере они приведены просто для иллюстрации способа вычисления населения по арифметическому приросту. Результаты, понятно, изменятся, если мы применим геометрический способ. В действительности же, конечно, никто не знает, когда именно население Соединенных Штатов достигло 100 миллионов.

Если взять приведенные числа населения Соединенных Штатов в 1900 г. и 1910 г. и вычислить процент, на который население увеличилось за все 10 лет, то процент этот составляет  $(15.977.691 : 75.994.575) \times 100 = 21,0$ . Было бы, однако, ошибочно делить эту процентную величину на 10 и определять средний процент прироста  $= 2,1$ . В действительности, если население за 10 лет увеличилось на  $21\%$ , то средний ежегодный процент прироста не равняется 2,1. Принимая в формуле геометрического прироста  $P = 100$  и  $P_n = 121$ , что соответствует увеличению на  $21\%$  за 10 лет, мы имеем:

$$\begin{aligned} \log 121 - \log 100 &= 10 (\log 1 + r) \\ 2,08278 - 2,00000 &= 10 (\log 1 + r) \\ r &= 1,9\%_0, \text{ а не } 2,1 \end{aligned}$$

\* Вычисления относительной величины (коэффициента) прироста можно, конечно, делать и в процентах и *pro mille* и т. д. Для определения среднего ежегодного коэффициента прироста населения следует, как указано выше, пользоваться формулой геометрического прироста. Приблизительно средний ежегодный коэффициент прироста можно определить так же, относя средний ежегодный абсолютный прирост населения за данный промежуток времени между двумя переписями к среднему населению. Так, например, население России в границах СССР составляло по переписи 28 января 1897 года 103.863.106 чел. и по переписи 17 декабря 1926 г. 146.964.366 чел. Принимая, для упрощения, промежуток времени между обеими переписями равным 30 лет, средний ежегодный прирост составляет  $43.101.260 : 30 = 1.436.709$ . Среднее население для периода 1897—1926 гг. составляет  $(103.863.106 + 146.964.366) : 2 = 125.413.736$ . Средний ежегодный процент прироста по отношению к среднему населению составляет  $(1.436.709 : 125.413.736) \times 100 = 1,14$ .

По формуле геометрического прироста получается около 1,1.

Понижение прироста. Можно считать за правило, что с ростом населения городов, процент прироста имеет тенденцию к понижению. Абсолютно прирост может, понятно, и увеличиваться. Предположим, что город с населением в 100.000 увеличивается ежегодно на 3.000 за счет переселяющихся извне, и что естественный прирост населения составляет 1% в год.

При этих условиях увеличение населения представляется в таком виде:



	Абсолютная численность населения	Ежегодный процент прироста
К началу первого года . . . .	100.000	
Переселившиеся в город 3.000		
Естественный прирост . 1.000		
К началу второго года . . .	104.000	4,00
В течение второго года переселившиеся . . . 3.000		
Естественный прирост . 1.040		
К началу третьего года . . . .	108.040	3,88
В течение третьего года переселившиеся . . . 3.000		
Естественный прирост . 1.080	112.120	3,77

Исчисленное и действительное население. Исчисляя население, -безразлично по арифметическому или геометрическому способу, мы исходим из неправильной в сущности предпосылки, что население увеличивается равномерно правильно. В действительности этого не бывает, и наши исчисления нередко оказываются более или менее ошибочными. Это в особенности относится к беспокойным периодам войн, революций, экономических кризисов. Население Ленинграда, например, по переписи 1900 г. составляло 1.439.613 и по переписи 1910 г. 1.905.589. Исчисленное по приросту между этими двумя переписями населения должно бы было составить в 1920 г. около  $2\frac{1}{2}$  миллионов; между тем, по переписи 1920 г.,

в Ленинграде оказалось всего = 722.229 жителей. Но и в спокойные времена исчисления по просту между предыдущими переписями нередко довольно значительно расходятся с действительной численностью населения, обнаруживаемой следующей переписью. Поэтому почти всегда является необходимым при всякой новой переписи заново производить пересчеты населения за предыдущее время и соответственно исправлять вычисленные ранее коэффициенты смертности, рождаемости и т. п.

\* Естественное и механическое движение населения. Происходящие в населении какой-либо территории перемены, ведущие к изменениям его численности и состава, обуславливаются двоякого рода причинами, — причинами естественно-биологического порядка, к которым относятся рождения и смерти (естественное движение населения) и причинами механического характера, куда относятся перемещения масс населения из одних местностей в другие (механическое движение населения).

\* Изменения в численности населения, вызываемые естественным движением населения называются естественным приростом населения; изменения в численности населения, вызываемые механическим движением населения, т. е. разностью в числах выселяющихся (эмигрантов) и вселяющихся (иммигрантов), носят название механического прироста населения.

\* Совокупность изменений в численности населения, обуславливаемых естественным и механическим приростом, составляет действительный прирост населения.

\* Регистрация родившихся и умерших в настоящее время ведется во всех культурных странах

с достаточной точностью, и определение естественного прироста населения не представляет затруднений. Иначе обстоит дело с учетом механического движения населения.

\* Данные о механическом движении населения получают частью на основании прямой непосредственной регистрации, частью на основании косвенных приемов. Применение прямого метода наблюдения перемещений населения в широком размере встречает значительные затруднения и в более или менее удовлетворительном виде осуществляется лишь для заокеанской эмиграции и иммиграции. Прямой способ требует регистрации каждой перемены местожительства, и притом дважды — в месте выселения и в месте вселения. При крайней подвижности населения, сколько-нибудь точный учет в этой форме не представляется возможным, в особенности поскольку дело идет о миграциях внутри страны. Не благоприятствуют такой регистрации существующая свобода передвижения, при которой перемены места жительства обычно не соединены ни с какими формальностями, а также и трудности при массовой регистрации отличия случаев действительной эмиграции и иммиграции от случайных временных переездов, путешествий и т. п. В более благоприятных условиях находится заокеанская эмиграция и иммиграция; пути следования здесь идут через сравнительно немногие порты, где представляется возможным организовать особый надзор и детальный опрос переезжающих как в местах отправления, так и в местах прибытия.

Что касается сухопутных миграций — как в смысле передвижений из государства в государство, так и в отношении внутреннего миграционного движения в пределах данного государства — то здесь

некоторая возможность прямого учета миграций создается путем ведения текущих списков населения. Обязательное ведение этих списков в каждой общине или приходе установилось в Бельгии, в Скандинавских государствах, Голландии, Италии. В списки должны вноситься все лица, прибывающие на постоянное жительство в данную общину, и отмечаться все выбывающие для жительства в другую общину. Однако, как показывает опыт, данные этих списков не могут считаться достаточно полными и точными, особенно там, где население отличается большой подвижностью. Не привели к удовлетворительным результатам и делаемые в некоторых более крупных городах попытки использования для статистического учета перемещений населения полицейских и милицейских данных о прописке и выписке прибывающих и выбывающих в данный город.

\* В виду ограниченных возможностей применения прямых способов учета миграционного движения, существенное значение принадлежит косвенным приемам учета, основанным, с одной стороны, на данных переписей населения о месте рождения, и с другой, на данных об изменении численности населения между двумя смежными переписями в сопоставлении с данными естественного движения населения за время, протекшее между этими переписями. На основании данных о месте рождения переписываемого населения, получают материалы о численности коренного населения каждой данной местности, т.-е. населения, родившегося в этой местности; из сопоставления чисел этих местных уроженцев с числами всего наличного населения, обнаруженного переписью в этой же местности — получают числовые отношения, освещающие размеры

существующего здесь миграционного движения. Чем больше разница между числами наличного населения и числом местных уроженцев, тем миграционное движение, очевидно, более выражено, и наоборот. Кроме этих общих данных, материалы переписей о месте рождения и месте пребывания дают возможность получения и конкретных данных о направлении миграций, путем распределения и подсчета наличного населения по месту рождения и путем распределения уроженцев данной местности по месту жительства. Получаемые из материалов переписей о месте рождения данные дают, понятно, лишь приуроченные к определенному моменту результаты миграций, происходивших в течение длительного времени, и не отражают всех происшедших случаев, в особенности за отдаленное от переписи время, так как переселившиеся, но умершие до переписи, в подсчет, конечно, не попадают.

\* Второй способ косвенного определения размеров миграционного движения состоит в сравнении чисел действительного и естественного прироста населения. Действительный прирост населения представляет разность чисел населения при двух переписях; величина эта является результатом изменений в численности населения вследствие рождений и смертей, происшедших за время между переписями (естественный прирост населения), и результатом изменений, происшедших вследствие эмиграции и иммиграции в данную местность за то же время (механический прирост населения). Разность между числами действительного и естественного прироста и дает нам размер миграционного движения за время между переписями, в виде числа, показывающего избыток эмиграции над иммиграцией или наоборот; размеров эмиграции или иммиграции в отдельности

величина эта, понятно, не дает. Так, например, население Англии и Уэльса, по переписи, произведенной в апреле 1901 г., составляло 32.527.843 и по переписи в апреле 1911 г. — 36.070.492. Действительный прирост населения за эти 10 лет равняется  $36.070.492 - 32.527.843 = 3.542.649$ ; перевес числа рождений над числом смертей (естественный прирост) за это время составил 4.049.435. Отсюда видно, что в Англии за указанные 10 лет число эмигрантов превысило число иммигрантов на  $4.049.435 - 3.542.649 = 506.786$ . Население Германии со времени переписи 1 декабря 1900 г. и до переписи 1 декабря 1910 г. увеличилось с 56.367.178 до 64.925.993, т.-е. на 8.558.815, при естественном приросте за эти 10 лет в 8.663.378; таким образом, из Германии в эти годы выселилось на 104.563 человека больше, чем вселилось. Население Франции увеличилось от переписи 1901 г. до переписи 1911 г. с 38.961.945 до 39.602.258, т.-е. на 640.313, при естественном приросте, равном 465.243; здесь действительный прирост больше естественного, и число вселившихся во Францию было больше числа выселившихся на 175.070 человек. Механический прирост, как видно из приведенных примеров, в случае, если число переселившихся в данную страну превышает число выселившихся, представляет положительную величину, а в обратном случае — величину отрицательную. Равным образом и естественный прирост населения может быть и положительной и отрицательной величиной. Обычно число рождений превышает число смертей, и естественный прирост получается положительный; однако, в неблагоприятных случаях, при слишком высокой смертности или слишком низкой рождаемости, число смертей может оказаться больше числа рождений, и естественный прирост стать отрицательным. Понятно, что и действительный

прирост населения может быть не только положительной, но и отрицательной величиной.

\* Значение естественного и механического прироста для роста населения различно для различных стран и местностей. Население земного шара в целом изменяется, понятно, только путем естественного прироста; население городов растет, главным образом, за счет механического прироста. Большую роль играет механический прирост в быстром увеличении населения Америки и Австралии; население европейских стран увеличивается почти исключительно путем естественного прироста, при чем в преобладающем большинстве европейских государств естественный прирост получается больше действительного, в связи с существованием значительной эмиграции из Европы.

\* Население крупных городских центров растет преимущественно за счет механического прироста. Так, например, население Ленинграда в промежуток между переписями 1900 и 1910 гг. увеличилось с 1.439.613 до 1.905.589, т.-е. на 465.976, тогда как естественный прирост (разность между числами родившихся и умерших) за эти 10 лет был всего 86.134. Иными словами, естественный прирост составлял лишь 18,5% действительного прироста, а 81,5% приходилось на механический прирост. За время между переписями 1923 г. и 1926 г. население Ленинграда увеличилось с 1.071.103 до 1.614.008, т.-е. на 542.905; естественный же прирост за время между этими переписями (3 года и 9 месяцев) составил всего 61.125 или лишь 11,2% действительного прироста.

\* Действительный и естественный прирост населения в отдельных странах за последнее 50 лет до мировой войны представляется в следующем виде;

величины естественного прироста приведены в скобках.

\*Таб. 51. Коэффициенты действительного и естественного прироста на 1.000 населения.

	1860—1870 г.г.	1870—1880 г.г.	1880—1890 г.г.	1890—1900 г.г.	1900—1910 г.г.
Англия и Уэльс .	12,5(12,8)	13,5(14,1)	11,1(13,3)	11,5(11,7)	10,4(11,8)
Германия .	7,8(10,3)	10,3(11,9)	8,9(11,7)	13,2(13,9)	14,2(14,3)
Франция .	2,8 (2,5)	2,0 (1,7)	1,8 (1,8)	1,6 (0,6)	1,6 (1,2)
Австрия .	7,1 (7,9)	7,3 (7,6)	7,6 (8,4)	9,1(10,7)	8,9(11,4)
Венгрия .	8,2 (9,5)	0,8 (2,3)	10,4(11,5)	9,8(10,7)	8,2(11,3)
Бельгия .	10,0 (9,7)	8,5(10,0)	9,6 (9,6)	9,8 (9,8)	10,4 (9,7)
Голландия	8,4(10,3)	11,7(12,1)	11,8(13,2)	12,3(14,1)	13,9(15,3)
Дания . .	10,7(10,9)	9,7(12,0)	9,5(13,3)	10,9(12,8)	11,8(14,4)
Ирландия	-6,9(9,7)	-4,5(8,3)	-9,6(5,5)	-5,4(4,8)	-1,6(5,8)
Италия . .	6,9(7,3)	6,0 (7,0)	7,6(10,4)	6,2(10,8)	6,4(11,1)
Швеция .	7,7(11,2)	9,1(12,2)	4,7(12,2)	7,1(10,7)	7,3(10,9)
Австралийский Союз . .	37,0(24,8)	30,8(21,7)	35,1(20,5)	18,0(17,0)	16,3(15,4)
Соединенные Штаты .	20,6( —)	26,7( —)	22,4( —)	19,8( —)	19,2( —)

\* В зависимости от времени производства переписей, данные для некоторых стран и для некоторых периодов не вполне точно относятся к периодам времени, показанным в заголовке



приведенной таблицы. В таблице отсутствуют данные о естественном приросте в Соединенных Штатах, так как там не имеется распространяющихся на всю территорию Штатов данных о естественном движении населения.

\* В дополнение к приведенной таблице ниже приводятся величины действительного и естественного прироста населения за последнее довоенное время для других государств, по большинству которых не имеется данных, относящихся ко всему пятидесятилетнему периоду.

\* Прирост на 1.000 населения.

Страны.	Годы.	Действительный.	Естественный.
Сербия . . . . .	(1900—1910 гг.)	15,6	15,5
Румыния . . . . .	(1899 - 1912 »)	15,0	14,9
Болгария . . . . .	(1900—1910 »)	14,8	18,2
Швейцария . . . . .	(1900—1910 »)	12,4	10,2
Португалия . . . . .	(1900 - 1911 »)	8,6	11,9
Испания . . . . .	(1900—1910 »)	6,9	9,1
Норвегия . . . . .	(1900—1910 »)	6,6	13,1

\* Для России, где до войны была произведена всего одна перепись населения (1897 г.) коэффициент действительного прироста за довоенные годы не может быть определен. Естественный прирост населения Европейской России составлял на 1.000 населения: за 1867—1870 гг. — 12,3, в 1871—1880 гг. — 14,0, в 1881—1890 гг. — 14,9, в 1891—1900 гг. — 15,1, в 1901—1910 гг. — 16,4 и в 1911—1914 гг. — 16,8.

\* По высоте действительного прироста на первом месте стоят страны иммиграции, Австралия и Соединенные Штаты, где, однако, особенно в Австралии, отмечается падение прироста с течением

времени. Из европейских стран за последнее десятилетие перед мировой войной быстрее всего росло население в России, Сербии, Болгарии, Румынии, Германии и Голландии. Исключительно медленно росло население Франции, а население Ирландии, благодаря громадной эмиграции, непрерывно уменьшалось. В большинстве европейских стран прирост за взятый период времени обнаруживал тенденцию к увеличению, в частности в Германии, Голландии, Дании, Бельгии, Австрии; прирост понижался в Англии и Франции. Из сопоставления величин действительного и естественного прироста усматривается, что в связи с наличием более или менее значительной эмиграции из Европы, в большинстве европейских стран действительный прирост был ниже прироста естественного. Наибольшее несоответствие между обоими видами прироста в этом отношении усматривается для Швеции, Норвегии, Дании, Италии, Австро-Венгрии, Испании, Португалии, — стран с резко выраженной эмиграцией. Действительный прирост был выше естественного за последние годы во Франции, Бельгии и Швейцарии; почти совпадали оба вида прироста в Сербии и Румынии. Различный темп роста населения отдельных стран Европы в течение XIX века привел к существенным изменениям национального состава европейского населения. Особенно наглядно обнаруживается в XIX веке изменение соотношения численности населения Германии и Франции.

	* Население Германии (в тысячах).	Население Франции (в тысячах).
1800 г. . . . .	24.500	27.349
1850 » . . . . .	35.109	35.783
1880 » . . . . .	45.234	37.672
1910 » . . . . .	64.926	39.602

\* За период 1910—1920 гг. прирост населения, в связи с войной, почти везде значительно понизился, особенно, понятно, в воевавших странах. Население Франции (без Эльзас - Лотарингии) с 39.602.258 в 1911 г. уменьшилось до 37.499.769 в 1921 г. Население Германии в ее современных послевоенных границах увеличилось с 58.450 343 в 1910 г. до 59.852.832 в 1919 г., что дает в среднем ежегодный коэффициент действительного прироста 2,6 на 1.000 против 14,2 за предыдущее десятилетие 1900—1910 гг. Население Англии и Уэльса с 1911 к 1921 г. увеличилось с 36.070.492 до 37.886.699; коэффициент прироста составляет 4,9 против 10,4 в 1901—1911 гг. Прирост населения Соединенных Штатов за 1910—1920 гг., в связи с полным почти прекращением иммиграции за годы войны упал до 12,7 против 19,2 за период 1900—1910 гг.

\* Демографическая история человечества весьма недавнего происхождения, и достаточно достоверные материалы о росте и развитии населения имеются, в сущности лишь начиная с XIX века. Что касается более или менее отдаленного прошлого, то в этом отношении не имеется почти никаких фактических данных. Путем косвенных умозаключений, можно, однако, с достаточной определенностью утверждать, что население в прошлом, до XIX века, увеличивалось в общем крайне медленно, и что XIX век является исключительным по скорости роста населения. Население Европы, например, в течение XIX века увеличилось с 187 до 400 миллионов, выделив при этом за это время многие миллионы переселенцев в другие части света. Если предположить, что европейское население росло таким же темпом и в течение предыдущих веков, то к моменту начала нашего летоисчисления все население Европы должно бы

было составлять около 500 человек, тогда как в действительности оно, конечно, и тогда уже определялось во много миллионов. Не подлежит также сомнению, что медленный рост населения в прошлом обуславливался преимущественно громадной смертностью в связи с войнами, голодовками, эпидемиями; рождаемость же, вероятно, особенно резких отклонений от существующих ныне норм не представляла. Медленный рост населения в прошлом и невозможность роста населения в будущем в том темпе, в каком оно росло к концу XIX века, очевидны и из следующих построений. Если принять население земного шара к началу XX века в 1.650 миллионов и предположить, что прирост населения удержится на той высоте, которой он достиг за последнее время (около 1,1% ежегодно), то через 10.000 лет население достигло бы более чем астрономической цифры в  $22.184 \times 10^{46}$ . Объем этой массы людей превышал бы в  $16.771 \times 10^{23}$  объем земного шара, а необходимая поверхность для помещения этой массы людей вплотную друг около друга была бы в  $60.070 \times 10^{30}$  больше всей поверхности земного шара. Население существует на земле много сотен тысяч лет и, таким образом, крайне медленный рост населения в прошлом очевиден, при чем весьма вероятным является предположение, что, помимо высокой вообще смертности, в отдаленном прошлом, в доисторические времена имела место массовая гибель людей в связи с геологическими и климатическими переворотами.

Городское и сельское население. Население обычно разделяют на городское и сельское. Действительно, эти две группы населения живут при существенно различных социально-

экономических и санитарных условиях. Однако, понятие городского и сельского населения не является вполне определенным и однородно понимаемым в различных странах, и общепризнанных объективных оснований для соответствующего разграничения не имеется.

\* Наибольшее распространение в этом отношении имеют два принципа, один объективный статистический, согласно которому в основание деления населенных пунктов на городские и сельские кладется известная количественная норма жителей, и другой признак правовой,—по которому к городам относятся населенные пункты, имеющие определенное городское общественное управление и устройство; иногда руководятся обоими принципами, а также другими моментами, как, например, *характером занятий населения.*

Для разграничения понятия города и деревни по статистическому принципу количественной нормы жителей, Международным статистическим институтом одобрено основание, по которому к городам относятся поселения с двумя и более тысячами жителей; однако, многие государства пользуются иными предельными числами.

В Соединенных Штатах до 1880 г. низший предел нормы жителей для городов был принят в 8.000; в 1880 г. эта норма была понижена до 4.000 и в 1910 г. до 2.500. Предельная норма в 2.000 жителей последовательно проводится в Германии, Австрии и Франции. В Англии разграничение городского и сельского населения основано на административно-правовых началах.

\* Какое значение может иметь различный принцип группировки при выяснении относительной численности городского населения в стране, видно на примере России, где, согласно переписи 1897 г., население городское, по принятому тогда

административному принципу разграничения, составляло 13% общей численности населения, а при разграничении по количественной норме в 2 тысячи жителей, доходило до 32%. Различия в основаниях группировки населения на городское и сельское, понятно, крайне затрудняют международные сравнения относительно большей или меньшей степени урбанизации населения отдельных стран.

\* В России до революции был принят административно-правовой принцип деления, и под городами разумевались такие поселения, которым, кроме наименования города, законом было присвоено и особое административное управление и устройство. В настоящее время в РСФСР все населенные пункты делятся на городские поселения, сельские поселения и, кроме того, на рабочие, дачные и курортные поселки. К категории городских поселений относятся населенные пункты с количеством взрослого населения не менее 1.000 человек, при условии, если сельское хозяйство является основным занятием не более, чем для 25% населения. При этом все поселения, которые числились городскими до революции, продолжают считаться городскими поселениями, если о преобразовании их в сельские не было специального постановления ВЦИК и СНК РСФСР. Список городских поселений подлежит утверждению ВЦИК<sup>1</sup>. Рабочими поселками признаются населенные пункты, имеющие не менее 400 человек взрослого населения, если при том для большинства населения (не менее 65%) основным источником существования является заработная плата. Дачными поселками считаются населенные пункты, расположенные вне городской черты и имеющие основным назначением обслуживание городов в качестве санаторных

---

<sup>1</sup> „Известия ЦИК СССР“, 1924 г., № 217 (2252).

пунктов или мест летнего отдыха, если притом сельское хозяйство является основным занятием не более чем для 25% взрослого населения<sup>1</sup>. По данным переписи 17 декабря 1926 г., из общего количества 146.964 тысяч населения СССР, городское население составляет 26.290 тысяч и сельское 120.674 тысяч, т.-е. процент городского населения равен 17,9. Следует заметить, что в рубрику «городское население» здесь отнесено не только население, значащееся таковым официально, на основании вышеуказанных норм и правил, но и население, подходящее под эти нормы, при чем списки таких «поселений городского типа» перед производством переписи устанавливались местными статбюро и утверждались Центральным статистическим управлением. Такими «поселками городского типа» считались следующие категории населенных мест, при условии, что в составе самодеятельного населения их насчитывается не менее половины лиц с главным занятием несельскохозяйственным: имеющие более 500 жителей фабрично-заводские, станционные, дачные поселки и местечки и кроме того торгово-промышленные села, число жителей в которых превышает 2.000 человек.

\* В следующей таблице сопоставлены процентные величины городского населения в некоторых странах, для которых имеются до известной степени сравнимые данные.

К городам во всех приводимых странах, кроме Соединенных Штатов и Англии, отнесены населенные пункты, имеющие более 2.000 жителей; в Соединенных Штатах — пункты, имеющие более 2.500 жителей, и в Англии — пункты, имеющие более 3.000 жителей.

---

<sup>1</sup> „Известия ЦИК СССР“, 1928 г., № 28 (3262).

\* Табл. 52. Процент городского населения в разных странах.

Страны.	Год переписи.	% городского населения.
Соединенные Штаты	(1920 г.)	51
Англия и Уэльс . . .	(1921 »)	78
Германия . . . . .	(1925 »)	64
Франция . . . . .	(1921 »)	56
Голландия . . . . .	(1920 »)	92
Бельгия . . . . .	(1920 »)	78
Швейцария . . . . .	(1920 »)	61
Дания . . . . .	(1921 »)	43
Австрия . . . . .	(1920 »)	60

\* Во всех приведенных странах, кроме Дании, процент городского населения более или менее значительно превышает процент сельского населения. В СССР процент городского населения (18) сравнительно очень низок; данные для СССР, однако, не вполне сравнимы с приведенными величинами.

\* Для характеристики концентрации населения в крупных городах, имеющих более 100.000 жителей, в следующей таблице сопоставлены по данным последних переписей, соответствующие процентные отношения для различных стран. Здесь, по понятным причинам, возможны более точные и обширные международные сопоставления.



\* Табл. 53. Процент населения живущего в городах с числом жителей более 100.000.

Страны		Страны	
	% населения, живущего в городах с числом жителей более 100.000		% населения, живущего в городах с числом жителей более 100.000
1) Австралийский Союз (1921 г.) . . .	43	19) Испания (1920 г.)	12
2) Англия и Уэльс (1921 г.) . . . . .	39	20) Швеция (1920 г.)	12
3) Шотландия (1921 г.) . . . . .	37	21) Бразилия (1920 г.)	12
4) Сев. Ирландия (1921 г.) . . . . .	37	22) Латвия (1925 г.) .	12
5) Австрия (1920 г.)	33	23) Эстляндия (1922г.)	11
6) Аргентина (1920г.)	28	24) Греция (1921 г.) .	11
7) Германия (1925 г.)	27	25) Португалия (1920 г.) . . . . .	11
8) Соедин. Штаты (1920 г.) . . . . .	26	26) Египет (1917 г.) .	10
9) Голландия (1920г.)	24	27) Норвегия (1920 г.)	10
10) Дания (1921 г.) .	20	28) Чехо - Словакия (1921 г.) . . . . .	8
11) Бельгия (1920 г.)	19	29) Польша (1921 г.) .	8
12) Канада (1921 г.) .	19	30) Финляндия (1920г.)	6
13) Франция (1921 г.)	15	<b>31) ССР (1926 г.) . . .</b>	<b>6</b>
14) Швейцария (1920г.)	15	32) Литва (1923 г.) .	5
15) Япония (1920 г.) .	15	33) Юго-Славия (1921 г.) . . . . .	3
16) Италия (1921 г.) .	14	34) Болгария (1920 г.)	3
17) Венгрия (1920 г.)	14	35) Румыния (1920 г.)	3
18) Ирландское свободное государство (1921 г.) . . .	13	36) Британская Индия (1921 г.) . . . .	3

Характерным для XIX и XX века является прогрессирующая урбанизация населения, все увеличивающееся сосредоточение населения в городах.

В Соединенных Штатах, считая городами населенные пункты, имеющие более 8.000 жителей, процентные соотношения городского и сельского населения, по всем бывшим переписям, составляли:

Год переписи	% городского населения	% сельского населения
1790	3,3	96,7
1800	4,0	96,0
1810	4,9	95,1
1820	4,9	95,1
1830	6,7	93,3
1840	8,5	91,5
1850	12,5	87,5
1860	16,1	83,9
1870	20,9	79,1
1880	22,7	77,3
1890	29,0	71,0
1900	32,9	67,1
1910	38,7	61,3
1920	43,8	56,2

\* В Англии и Уэльсе, Германии и Франции процентные отношения изменялись следующим образом:

	1920 или ближ. годы	1910 или ближ. годы	1900 или ближ. годы	1870 или ближ. годы
Англия и Уэльс { $\frac{0}{0}$ гор. насел. . .	78	77	77	65
{ $\frac{0}{0}$ сельск. насел.	22	23	23	35
Германия { $\frac{0}{0}$ гор. населения . .	64	60	54	36
{ $\frac{0}{0}$ сельск. населения . .	36	40	46	64
Франция { $\frac{0}{0}$ гор. населения . . .	56	54	51	31
{ $\frac{0}{0}$ сельск. населения	44	46	49	69

\* В России процент городского населения по переписи 1897 г. составлял 13,4 и в СССР по переписи 1926 г. 17,9. Величины эти, однако, не вполне сравнимы в виду отмеченных выше различных принципов разграничения.

При сравнении абсолютного и относительного количества городского и сельского населения в различные периоды времени, необходимо иметь в виду некоторые неточности, проистекающие от расширения территории городов, а также и от перехода сельских местностей, по мере их роста, в городские поселения. При сравнениях относительного количества городского и сельского населения в стране при каждой переписи, можно брать те соотношения, какие определяются при каждой данной переписи; для определения же роста населения городов и сел, правильнее определять изменения численности населения в пределах той же территории и по отношению к одним и тем же населенным пунктам. Числа жителей в населенных пунктах, значащихся, как городские, следует сравнивать с числами жителей

тех же самых населенных пунктов по предыдущим переписям, хотя бы они, по предыдущим переписям, значились, как сельские.

Плотность населения. Под плотностью населения понимается количество населения, приходящееся на единицу пространства.

\* Так, в СССР количество населения, по переписи 1926 г., составляет 146.964 тысяч, а территория СССР с внутренними водами 21.352.129 кв. км. Плотность населения равняется  $146.964.000 : 21.352.129 = 6,9$  жителей на один кв. км. Само собой разумеется, что население распределено по территории неравномерно, и плотность населения для крупных территорий представляет условную ориентировочную величину, в общем пригодную для начальных приближенных сравнений.

\* Плотность населения в отдельных странах для годов последних переписей (1920 г. или ближайшие годы) составляла:

\* Табл. 54. Плотность населения в различных странах  
(1920 г. или ближайшие годы)

Страны	Число жителей на 1 кв. км	Страны	Число жителей на 1 кв. км
1) Англия и Уэльс.	250,9	6) Италия . . . . .	125,0
2) Бельгия . . . .	245,3	7) Чехо-Словакия . .	97,0
3) Голландия . . .	200,7	8) Швейцария . . . .	94,0
4) Япония . . . . .	156,7	9) Венгрия . . . . .	85,9
5) Германия . . . .	134,1	10) Дания . . . . .	78,7

Страны.	Число жителей на 1 кв. км	Страны.	Число жителей на 1 кв. км
11) Австрия . . .	77,8	22) Греция . . . . .	37,5
12) Франция . . .	71,2	24) Латвия . . . . .	28,0
13) Польша . . .	70,0	24) Эстония . . . . .	23,3
14) Британ. Индия.	68,4	25) Швеция . . . . .	14,4
15) Португалия . .	65,6	26) Соединен. Штаты.	13,5
16) Шотландия . .	63,3	27) Финляндия . . .	10,1
17) Румыния . . .	55,3	28) Норвегия . . . . .	8,6
18) Юго-Славия . .	48,3	29) СССР . . . . .	6,9
19) Болгария . . .	47,0	30) Бразилия . . . . .	3,6
20) Испания . . . .	42,3	31) Аргентина . . . . .	2,6
21) Литва . . . . .	38,1	32) Австрал. Союз . .	0,7

\* Наиболее заселенными странами являются Англия, Бельгия и Голландия. Плотность населения в пределах отдельных стран может, понятно, колебаться весьма резко. В Украинской ССР, например, плотность составляет 67,2 и в Якутской АССР 0,08. Для сколько-нибудь подробного изучения плотности населения необходимо брать мелкие территориальные единицы, — уезды, волости и т. п.

В городах плотность населения, обыкновенно, вычисляется, как число жителей на 1 гектар. При изучении степени скученности населения здесь также необходимо определять плотность по мелким территориальным единицам, например, по строительным кварталам. Определив плотность населения в отдельных кварталах или участках города, целесообразно определять среднюю плотность населения для всего города, как медиану,

т.-е. как плотность населения в квартале, находящемся посередине ряда. Медиана в данном случае лучше отражает среднюю степень скученности населения в данном городе, чем средняя арифметическая.

Города и пригороды. Пригороды и прилежащие к городу местности нередко растут и развиваются быстрее, чем самый город. Численность и состав населения пригородов, хотя бы официально не включенных в городскую черту, целесообразно изучать параллельно с изучением населения самого города. Границы между собственно городами и пригородами не всегда ясны.

\* При переписи 1926 г. в СССР в городах, не имеющих установленной городской черты, границы города определялись границей сплошной застройки; в городах, имеющих утвержденную городскую черту, городским населением считалось не только население, живущее в пределах городской черты, но и население пригородов, хотя лежащих вне городской черты, но связанных с городом сплошной застройкой.

Состав населения. Состав населения имеет первостепенное значение для демографической и санитарной статистики. Нельзя сравнивать величины смертности или рождаемости в различных местностях, если состав населения в этих местностях существенно различен. В особенности важен возрастной состав населения, но существенное значение имеет и состав населения по полу, национальности, грамотности, по роду занятий и пр. Санитарный врач обязан знать состав населения района, в котором он работает, чтобы не

впасть в грубые ошибки при своих статистических построениях и определениях.

Распределение населения по полу. Сравнивать половой состав населения различных местностей можно двояким путем: 1) пользуясь процентным распределением населения на мужчин и женщин, и 2) пользуясь отношением числа мужчин к числу женщин или наоборот.

\* По переписи 1926 г., например, в СССР было 71.010.659 мужчин и 75.953.707 женщин при общей численности населения 146.964.366. Процент мужчин среди населения СССР составляет  $(71.010.659 : 146.964.366) \times 100 = 48,3$  и процент женщин—51,7. Или же на 100 мужчин приходилось женщин  $(75.953.107 : 71.010.659) \times 100 = 107$ . Второй способ, как более наглядный, предпочтительнее.

\* Половой состав населения всего земного шара в целом зависит исключительно от полового состава рождающихся и умирающих. Мальчиков рождается больше, чем девочек; вместе с тем смертность мужчин в целом обычно выше смертности женщин; в связи с этим число мужчин и женщин на земном шаре приблизительно одинаково; в отдельных же странах и местностях, благодаря механическим перемещениям населения, отношения могут быть различны. Так как мужчины в общем, переселяются чаще, чем женщины, то в странах с развитой иммиграцией обычно наблюдается перевес численности мужского пола; наоборот, в странах с развитой эмиграцией обычен перевес численности женщин. Большинство европейских стран принадлежит к странам эмиграционным, и в Европе почти всюду преобладает население женского пола; Америка и Австралия представляют страны иммиграционные, и в них преобладает население

мужского пола. Так, по переписи 1920 г. в Соединенных Штатах на 100 мужчин приходилось лишь 96,1 женщин; в Бразилии 98,4, в Аргентине—86,6; в Австралийском союзе 96,7. Перевес численности населения мужского пола наблюдается также в некоторых странах с очень высокой смертностью женщин, зависящей от чрезмерной эксплуатации жизненной силы женщин переложением на них тяжелых домашних, полевых и других работ, ранних браков и т. п. Сюда особенно относятся азиатские страны; в Британской Индии, например, по переписи 1921 г., на 100 мужчин приходилось 94,5 женщин, в Японии—99. То же явление наблюдалось до мировой войны и в Европе, в балканских странах, где на 100 мужчин было женщин в Болгарии—96,2; в Сербии—94,6; в Румынии—97,4; в Греции 98,6. Во всех остальных европейских странах наблюдался и наблюдается более или менее значительный перевес населения женского пола.

\* Мировая война повела к значительным изменениям полового состава населения в воевавших странах. В связи с массовой гибелью мужского населения, перевес численности женщин во всех этих странах значительно повысился. Для характеристики полового состава населения Европейских стран и изменений, вызванных войной, в следующей таблице сопоставлены относительные числа полового состава отдельных стран по последней довоенной переписи (1910 г. или ближайших годов) и по последней послевоенной переписи (1920 г. или ближайших годов). (См. табл. 55).

Семьи и квартиры. Распределение семей по числу членов семьи и квартир по числу жителей представляет значительный интерес и



\* Табл. 55. Половой состав населения европейских государств.

Число женщин на 100 мужчин.

Государства	1920 г. или ближайшие годы	1910 г. или ближайшие годы.
Франция . . . . .	110,8	103,5
Англия и Уэльс . . . . .	109,6	106,8
Шотландия . . . . .	108,0	106,2
Германия . . . . .	106,7	102,6
СССР . . . . .	107,0	101,2(1897)
Австрия . . . . .	108,8	103,6 <sup>год</sup>
Венгрия . . . . .	106,2	101,9
Бельгия . . . . .	103,2	101,7
Болгария . . . . .	100,2	96,2
Греция . . . . .	101,3	98,6
Италия . . . . .	св. н.	103,7
Португалия . . . . .	111,3	110,7
Голландия . . . . .	101,3	102,1
Дания . . . . .	105,3	106,1
Норвегия . . . . .	105,3	109,9
Испания . . . . .	106,2	105,6
Швейцария . . . . .	107,4	103,4
Швеция . . . . .	103,7	104,6

в социологическом, и в санитарном отношениях. Однако, точное определение, что следует понимать под квартирой или жилищем, и что такое семья,

встречает значительные затруднения, и не всегда одинаково в различных странах и в различных случаях. В Соединенных Штатах при переписи 1920 г. жилище определялось как «место, где обычно ночует один или несколько человек»; дом с меблированными комнатами или квартирами, гостиницы рассматривались, как одно жилище или одна квартира. Семья определялась как «группа совместно живущих лиц, обычно столующихся вместе».

\* В СССР при переписи 1926 г. под семьей понималась совокупность живущих совместно в одной и той же квартире лиц, объединенных узами родства и единством расходного бюджета. Кроме того, в состав семьи включались родственники, не живущие в одной с нею квартире, но находящиеся на полном иждивении кого-либо из ее членов. Родственники, хотя и живущие в той же квартире, но ведущие отдельное хозяйство, в состав семьи не включались. Не включались также в состав семьи жильцы и прислуга. При Всесоюзной городской переписи 1923 г. определение «семьи» в общем было аналогичным, но прислуга должна была включаться в состав семьи нанимателя.

В Соединенных Штатах в 1920 г. средний состав семьи составлял 4,3; в Ленинграде в 1923 г. 3,4. Числа эти мало сравнимы в виду различий в определении понятия семьи в обоих случаях. Мало сравнимы и данные о населенности квартир и жилищ; в Ленинграде, например, в 1923 г. на 1 квартиру приходилось 4,6 жителей и в Соединенных Штатах в 1920 г. на одно «жилище» 5,1 жителей.

Возрастный состав населения. Распределение населения по возрасту представляет для демографической и санитарной статистики наиболее важный признак, подлежащий изучению.

Без знания возрастного состава населения невозможны правильные построения и оценка величин смертности, рождаемости, заболеваемости.

Данные о возрасте при переписях и при текущей регистрации обыкновенно записываются, как число полных лет, без мелких возрастных делений; лишь для грудных детей возраст записывается в месяцах, неделях и даже днях; соответственно и группировка населения по возрасту при сводке производится или по однолетним возрастным подразделениям, или, чаще, по пяти—и даже десятилетним возрастным группам.

При регистрации возраста записывается или календарный год, месяц и число рождения опрашиваемого или же число исполнившихся лет в последний день его рождения. В Соединенных Штатах при переписи 1890 г. регистрировался возраст в ближайший день рождения; эта форма опроса является неудовлетворительной, давая в особенности неправильные результаты для детей моложе года. В настоящее время вопрос о возрасте в этой форме больше нигде не ставится.

Ошибки в показаниях возраста детей. Обычно среди населения, по понятным причинам, число детей, в возрасте менее одного года, больше числа детей в возрасте 1—2 лет; детей в возрасте 1—2 лет больше, чем детей в возрасте 2—3 лет, детей в возрасте 2—3 лет больше, чем детей в возрасте 3—4 лет, детей в возрасте 3—4 лет больше, чем детей в возрасте 4—5 лет. При неправильных и неточных показаниях возраста детей, что особенно часто наблюдается среди малокультурного и малограмотного населения, приведенные отношения могут быть значительно нарушены, как это видно из следующей таблички, где с одной

стороны, сопоставлены удовлетворительные данные, имеющиеся для Германии и Голландии, и неудовлетворительные данные для негров в Соединенных Штатах и русских областей Средней Азии.

Табл. 56. Процентное распределение детей в возрасте до 5 лет по однолетним возрастам.

Возраст	Германия. Перепись 1900 г.	Голландия. Перепись 1909 г.	Негритин- ское насе- ление Соед. Штатов. Перепись 1910 г.	Русские Средн.-ази- атские об- ласти. Пере- пись 1897 г.
0 . . . . .	20,6	21,6	20,0	10,6
1 . . . . .	20,4	20,3	17,4	22,1
2 . . . . .	20,2	19,8	20,6	22,3
3 . . . . .	19,5	19,3	20,9	24,4
4 . . . . .	19,3	19,0	21,1	20,6
Всего до 5 л.	100,0	100,0	100,0	100,0

Показания возраста в круглых числах. Серьезным источником ошибок в возрастной статистике является склонность взрослого населения показывать свой возраст приблизительно, в круглых цифрах, т. - е. кратных пяти. Благодаря этому при сводке и распределении населения по однолетним возрастным группам образуются скачки и неправильности с преувеличением чисел кратных пяти и уменьшением чисел в смежных возрастах; при этом, обычно, числа, оканчивающиеся на нуль, преувеличены в большей степени, чем оканчивающиеся на пять.

\* В дополнение к примеру таких неправильностей, приведенному выше на стр. 54, приводим некоторые числа из данных русской переписи 1926 г., относящихся к женскому населению:

\* Табл. 57. Возрастные неправильности. Скушивание на круглых числах.

(Перепись населения СССР в 1926 г.)

Возраст	Число населения	Возраст	Число населения	Возраст	Число населения
49	357.510	59	210.537	69	100.963
50	<b>1.280.914</b>	60	<b>1.147.212</b>	70	<b>624.819</b>
51	269.594	61	179.801	71	70.081
54	321.925	64	208.059	74	65.603
55	<b>897.202</b>	65	<b>637.917</b>	75	<b>247.671</b>
56	466.954	66	221.269	76	68 903

\* Неправильные показания возраста в виде круглых чисел встречаются реже, если вопрос о возрасте ставится в форме вопроса о времени рождения. Однако, округление возрастных показаний не устраняется полностью и при этой форме опроса. Степень неточности возрастной статистики зависит прежде всего от культурности населения и сознательного отношения к производимой регистрации возраста. Лица, показывающие, по незнанию своего точного возраста или же по небрежности, возраст в круглых цифрах, и при вопросе о годе рождения дают нередко такие же неверные показания, высчитывая сами или через регистратора соответственный неверный год рождения. Так, например, в Германии, где регистрация

возраста при переписях ведется по годам рождения, в данных переписи 1910 г. встречаются такие округления возрастов:

\* Табл. 58. Округления возрастных показаний  
Германская перепись 1910 г.  
Женское население.

Возраст	Число населения	Возраст	Число населения	Возраст	Число населения
49	288.105	59	215.885	69	125.353
50	310.314	60	235.652	70	142.002
51	305.182	61	213.663	71	113.479

Показатель концентрации. Представляет интерес измерение степени преобладания круглых чисел при показаниях возраста. Та или иная мера степени этого преобладания дает возможность определить степень точности возрастных данных и сравнить в этом отношении данные различных стран и местностей; с другой стороны, такое мерило является до известной степени и мерилom культурного уровня населения, так как главными причинами возрастных неправильностей является прямое незнание своего точного возраста и зависящая от малокультурности небрежность.

В Соединенных Штатах статистическими учреждениями применяется такой простой способ. В качестве мерилa преобладания круглых чисел («показателя концентрации») берется процентное отношение суммы чисел населения в возрастах,

кратных пяти в возрастных пределах 23—62 лет (8 чисел), к общему количеству населения в этих возрастных пределах, деленному на пять.

\* Так, например, по переписи 1923 года, население Ленинграда в возрасте 23—62 лет составляло 602.523 и население в возрасте 25, 30, 35...60 лет—141.666. Показатель концентрации  $= (141.666 \times 100) : \frac{602.523}{5} = 117$ . Чем показатель ближе к 100, тем степень неправильностей меньше, и наоборот.

\* Табл. 59. Показатели степени неправильных показаний возраста в разных странах.

Государства	Год переписи	Показатель концентрации на круглых числах
Бельгия . . . . .	1910	100
Швеция . . . . .	1910	101
Норвегия . . . . .	1910	102
Германия . . . . .	1910	102
Франция . . . . .	1911	106
Англия и Уэльс . . . . .	1911	107
Соед. Штаты . . . . .	1910	120
Венгрия . . . . .	1910	134
Испания . . . . .	1910	137
Россия . . . . .	1897	183
СССР . . . . .	1926	159
Болгария . . . . .	1905	245

В приведенной таблице обращает на себя внимание значительное понижение показателя (с 183

до 159) в СССР в 1926 году, сравнительно с 1897 г.

\* Влияние образования и культурности на величину показателя видно из следующих сопоставлений:

\* Табл. 60. Показатели для Ленинграда по переписи 1910 года.

	Муж.	Жен.	Оба пола
Неграмотные . . . . .	126	140	136
Грамотные . . . . .	110	119	114
Получившие высшее образование . .	106	104	105
Все население. . . . .	114	128	121

\* Табл. 61. Показатели для России по переписи 1897 года.

	Городское население	Сельское население	Все население
Грамотные . . . . .	124	140	135
Неграмотные . . . . .	181	201	188
Все население . . . . .	151	188	183

\* Табл. 62. Показатели для Соед. Штатов по переписи 1910 г.

Уроженцы Соединенных Штатов (белые) . . . . .	112
Родившиеся вне Соед. Штатов (белые) . . . . .	129
Негры . . . . .	153



\* В следующей таблице приведены показатели для Ленинграда за ряд лет, свидетельствующие о понижении показателя, т.-е. об улучшении качества ленинградских возрастных данных:

\* Табл. 63. Показатели для Ленинграда по переписям 1881—1926 гг.

Год переписи	Мужчин	Женщин	Оба пола
1881 . . . . .	131	146	138
1890 . . . . .	116	132	123
1900 . . . . .	115	130	122
1910 . . . . .	114	128	121
1920 . . . . .	109	124	117
1923 . . . . .	112	123	117
1926 . . . . .	104	115	110

Другие источники неправильностей при показании возраста. Из других часто встречающихся неправильностей возрастных показаний следует отметить неправильности, зависящие от сознательного уменьшения своего возраста, что особенно встречается у женщин среднего и близкого к среднему возрасту. Характерной является далее склонность очень старых людей преувеличивать свой возраст.

\* Следует также иметь в виду существующую в некоторых странах, в частности и у нас в СССР, привычку населения определять свой возраст не числом прожитых лет, но переживаемым от рождения годом: лицо, например, 39 лет, показывает свой возраст как «40-й год» и т. п.

Возрастные группы. Группировка возрастов при сводке производится обычно по пяти или десятилетним и даже более крупным возрастным группам. В целях облегчения международной сравнимости происходивший в 1920 г. в Париже Международный конгресс по пересмотру международной номенклатуры болезней и причин смерти высказал пожелание, чтобы группировка возрастов при разработке данных о причинах смерти и о заболеваемости производилась по меньшей мере по следующим 5 возрастным группам отдельно для каждого пола: 0—1 г., 1—19 лет, 20—39 лет, 40—59 лет, 60 лет и выше; возрастную группу 1—19 лет желательно подразделять еще на группы 1—4 лет, 5—14 лет и 15—19 лет.

\* С экономической точки зрения, обыкновенно выделяют группы непроизводительного возраста, куда относят возраст 0—14 и выше 70 лет, группы полупроизводительного возраста 15—19 лет и 60—69 лет и группу производительного возраста 20—59 лет.

\* В СССР Центральным статистическим управлением принята группировка умерших по однолетним возрастам до предельного возраста. В возрасте моложе 1 года умершие дети должны подразделяться по одномесячным группам. Для комбинированной сводки по возрастам и причинам смерти Центральным статистическим управлением установлена такая группировка: моложе месяца, 1—5 месяцев, 6—11 месяцев, 1—4 лет, 5—9 лет, 10—14 лет и далее по пятилетним возрастным группам до возраста 60 лет, а затем 60—69 лет и 70 лет и выше.

Лица неизвестного возраста. При сводке статистического материала, касающегося

возраста, обычно в некоторой части материала возраст оказывается неуказанным. Обыкновенно это число лиц неизвестного возраста невелико, но иногда бывает и значительным.

\* При переписи 1920 г. в СССР процент лиц неизвестного возраста составил 0,2; при переписи 1926 г. процент этот для СССР был 0,06; среди умерших в Ленинграде в 1918 г. возраст не был указан у 7,4% умерших.

При повозрастном распределении следует группу лиц неизвестного возраста выделять, как таковую; количество таких лиц служит в этом случае указанием на большую или меньшую удовлетворительность материала. Иногда числа лиц неизвестного возраста распределяют пропорционально численности населения в отдельных возрастных группах. Это в сущности неправильно, так как отсутствие указаний на возраст, повидимому, чаще встречается в определенных возрастах, в частности в пожилом и старческом. К этому приему, однако, приходится иногда по необходимости прибегать. При процентном повозрастном распределении, в целях сравнения, приходится для лучшей сравнимости игнорировать лиц неизвестного возраста и распределять только лиц с указанным возрастом.

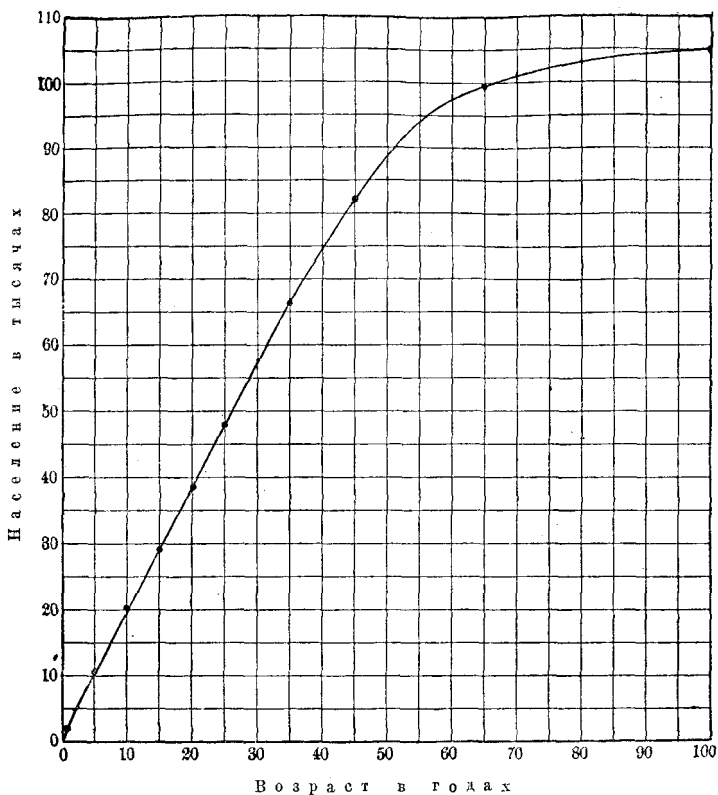
Возрастные перегруппировки. В тех случаях, когда сводка произведена по однолетним группам, легко, понятно, образовать любые возрастные группы. Задача осложняется, когда данные сведены в группы возрастов. Здесь для получения иных возрастных группировок из имеющихся групп приходится применять различные, иногда довольно сложные способы. Проще всего применять графический способ суммированных диаграмм.

Например, население г. Кэмбриджа (Соединенные Штаты) распределялось по возрасту, по переписи 1910 г. следующим образом:

Табл. 64. Население г. Кэмбриджа по возрастным группам.

Возраст	Население	Возраст	Число лиц в возрасте меньшем, чем указанный в гр. 3	
			Абсолютные числа	Процент
1	2	3	4	5
0—1	2.323	1	2.323	2,3
1—4	8.479	5	10.802	10,4
5—9	9.471	10	20.273	19,4
10—14	8.892	15	29.165	27,9
15—19	8.930	20	37.095	36,4
20—24	10.408	25	47.503	46,4
25—34	19.175	35	66.678	64,6
35—44	15.726	45	82.404	79,6
45—64	16.732	65	99.136	95,6
65—99	4.642	100	104.778	99,4
Неизвестн. возраст.	61	—	61	0,6
Итого	104.839	—	104.839	100,0

Числа 4-го столбца представлены графически на чертеже 30. Предположим, что мы желаем определить количество населения в возрасте 23—27 лет включительно. Из диаграммы видно, что около 43.500 было в возрасте менее 23 лет и около 53.500 в возрасте менее 28 лет. Следовательно,



Черт. 30. Суммированная кривая возрастного распределения населения г. Кэмбриджа.

лиц в возрасте 23—27 лет было  $53.500 - 43.500 = 10.000$ .

При перегруппировках всего населения по новым возрастным группам необходимо проверить, чтобы общие итоги населения по новой и по прежней группировке сходились. Точность результатов

при графическом способе зависит от применяемой шкалы и плавности вычерчиваемой кривой.

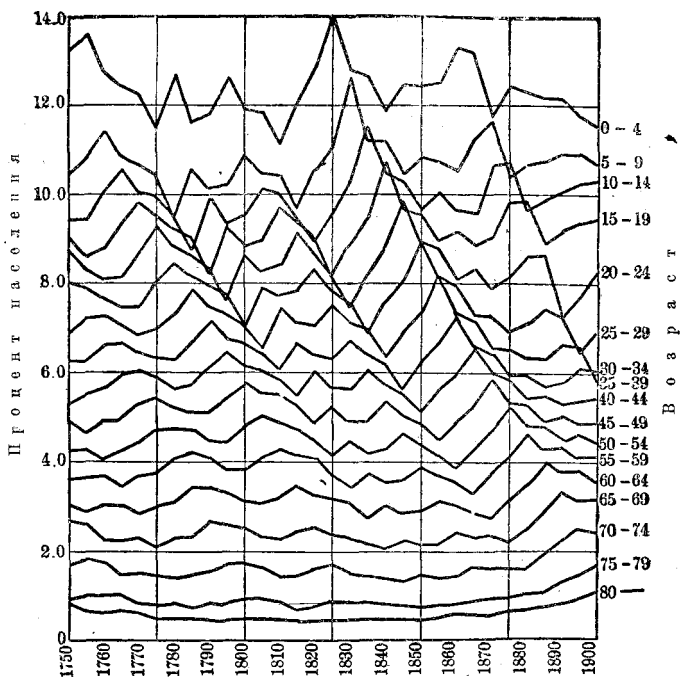
Количество населения 23—27 лет в приведенном примере можно вычислить и следующим образом: на группу 20—24 лет приходится 10.408 населения, следовательно, на возраст 23—24 лет  $10.408 \times \frac{2}{5} = 4.163$ , на группу 25—34 лет приходится 19.175, следовательно, на группу 25—27 лет  $19.175 \times \frac{3}{10} = 5.753$ . Таким образом население 23—27 лет составляет  $4.163 + 5.753 = 9.916$ . Здесь предполагается равномерное распределение однолетних возрастов в пределах взятых возрастных групп, чего в действительности не бывает, и приведенный способ даст лишь грубо приближенные результаты.

Возрастные группировки для непереписных лет. Возрастной состав точно известен лишь для годов переписей. При часто встречающейся надобности в повозрастных данных для междупереписных и послепереписных лет, данные эти обычно определяются, основываясь на повозрастном распределении населения по последней переписи. Прежде всего исчисляется путем описанных выше приемов общее количество населения для данного календарного года; затем для послепереписных лет, т.-е. годов после последней переписи, берется процентное распределение населения по возрасту по этой последней переписи, и эти проценты последовательно умножаются на исчисленное общее население в календарном году, для которого определяются повозрастные данные. Для междупереписных лет целесообразно брать процентное повозрастное распределение по данным двух очередных переписей и исчислить процентное распределение

для требуемого междупереписного года посредством интерполирования; проще всего это делается применением суммированной кривой. При определении возрастного состава, исходя из данных последней переписи, предполагается, что возрастной состав остался без перемены. Действительно, возрастной состав населения при обычных условиях сравнительно мало изменяется за время от одной переписи к другой. Однако, при нарушениях общественной жизни, войнах, революциях, экономических кризисах, резких изменениях рождаемости и смертности возрастное распределение может существенно измениться, и в этих случаях исчисленный по последней переписи возрастной состав населения может более или менее значительно отклониться от действительно существующего.

Изменения возрастного состава населения. Хотя возрастной состав населения при обычных условиях мало изменяется из года в год, но изменения все же происходят. Оставляя в стороне изменения, происходящие от перемещений населения, эмиграции и иммиграции, и останавливаясь на тех переменах, которые стоят в связи с рождаемостью и смертностью, очевидно, что численность населения данного возраста в данный момент времени зависит от числа родившихся в соответствующем календарном году и той смертности, которая имела место среди этого поколения за время от календарного года рождения до данного календарного года. Численность, например, возрастной группы 30—35 лет в 1920 г. зависит от числа родившихся в 1885—1890 гг. и высоты смертности среди них за время с 1885 г. до 1920 г. Таким образом, на возрастном составе населения

отражаются все изменения в рождаемости и смертности, имевшие место много лет тому назад. Это наглядно явствует из чертежа 31, где представлен возрастной состав населения Швеции по



Черт. 31. Распределение населения Швеции по пятилетним возрастным группам: 1750—1900 гг.

пятилетним возрастным группам по всем переписям, бывшим там с 1750 г. по 1900 г. За это время шведское население было сравнительно мало затронуто миграционными влияниями, но рождаемость в отдельные годы значительно колебалась.



Данные на чертеже представлены по пятилетним возрастным группам и по пятилетним промежуткам времени; следовательно население, например, в возрасте 0—4 лет по одной переписи соответствует населению 5—9 лет по следующей переписи и т. д. Из диаграммы видно, например, как высокая рождаемость за время 1820—1825 гг., вызвавшая высокий подъем кривой для возрастной группы 0—4 лет в 1825 г., обусловила подъем кривой для 5—9-летней возрастной группы в 1830 г., для 10—14-летней группы в 1835 г. и т. д., при чем это влияние высокой рождаемости 1820—1825 гг. сказывается на численности соответствующих возрастных групп до 1895 г., когда подъем кривой усматривается для групп населения 70—74 лет. Равным образом влияние низкой рождаемости периода 1805—1810 гг., вызвавшей резкое падение кривой для группы 0—4 лет в 1810 г., может быть прослежено до 1880 г.

Такие переходящие изменения возрастного состава весьма важны с разных точек зрения. Очевидно, прежде всего, их значительное влияние на коэффициент рождаемости и смертности. Если предположить, например, что повозрастная смертность в Швеции оставалась неизменной все 150 лет, изменения возрастного состава автоматически регулировали бы высоту общей смертности. Гибель миллионов молодых жизней за годы мировой войны и резкое падение рождаемости за эти годы, будут оказывать свое влияние на возрастной состав населения воевавших стран еще в течение многих десятков лет.

Типы возрастного распределения населения. Возрастное распределение населения характеризуется тем, что при обычных нормальных

условиях около половины всего населения приходится на возраст 15—49 лет. Известный шведский статистик-демограф Зундберг различает три типа возрастного состава населения: тип прогрессивный, стационарный и регрессивный. Эти три типа характеризуются следующей схематической возрастной группировкой.

Таблица 65. Типы возрастного состава населения.

Возрастные группы	Процент населения		
	При прогрессивном типе	При стационарном типе	При регрессивном типе
0—14 лет . . . . .	40	25	20
15—49 » . . . . .	50	50	50
50 лет и выше . . . . .	10	25	30

Процент населения среднего возраста 15—49 лет в этой схеме один и тот же, и классификация по типам определяется только числовыми соотношениями группы детского возраста и группы старше 50 лет.

\* В следующей таблице сопоставлены данные о возрастном распределении населения ряда стран по трем вышеуказанным возрастным группам 0—14 лет, 15—49 лет и 50 лет и выше. Данные приводятся по последним довоенным переписям, а для тех стран, где уже имеются соответствующие опубликованные данные, и по послевоенным переписям. Страны расположены в порядке убывания средней возрастной группы, по довоенным данным.

\* Таблица 66. Возрастной состав населения.

Государства	1910 г. или ближай- шие годы			1920 г. или ближай- шие годы		
	Процент населения в возрасте					
	0—14 лет	15—49 лет.	50 л. и выше	0—14 лет	15—49 лет	50 л. и выше
1) Австралийский Союз . . . . .	31,7	54,6	13,7	31,8	52,0	16,2
2) Соед. Штаты . . . . .	32,2	53,8	14,0	31,9	53,0	15,1
3) Англия и Уэльс . . . . .	30,7	53,3	16,0	27,7	53,2	19,1
4) Канада . . . . .	32,9	52,6	14,5	34,4	50,7	14,9
5) Аргентина . . . . .	38,4	52,4	9,2	—	—	—
6) Шотландия . . . . .	32,3	51,8	15,9	29,5	52,1	18,4
7) Швейцария . . . . .	31,3	51,8	16,9	27,9	53,4	18,7
8) Бельгия . . . . .	30,5	51,8	17,7	24,9	55,2	19,9
9) Франция . . . . .	25,8	51,3	22,9	22,6	51,9	25,5
10) Бразилия . . . . .	38,7	50,7	10,6	42,8	48,4	8,8
11) Германия . . . . .	34,0	50,5	15,5	28,4	54,0	17,6
12) Британская Ин- дия . . . . .	38,4	50,3	11,3	39,1	49,5	11,4
13) Ирландия . . . . .	29,6	49,5	20,9	—	—	—
14) Финляндия . . . . .	34,2	49,1	16,7	31,8	51,4	16,8
15) Греция . . . . .	38,3	49,1	12,6	—	—	—
16) Голландия . . . . .	34,5	48,9	16,6	32,6	50,4	17,0
17) Австрия . . . . .	34,8	48,8	16,4	25,4	54,9	19,7
18) Япония . . . . .	34,2	48,6	17,2	35,0	48,5	16,5
19) Дания . . . . .	33,6	48,2	18,2	31,2	50,3	18,5
20) Румыния . . . . .	40,1	48,2	11,7	—	—	—
21) СССР <sup>1</sup> . . . . .	38,5	48,0	13,5	37,2	49,8	13,0
22) Португалия . . . . .	34,4	47,9	17,7	32,8	49,6	17,6
23) Венгрия . . . . .	35,6	47,8	16,6	30,6	52,0	17,4
24) Сербия . . . . .	39,2	47,8	13,0	—	—	—
25) Швеция . . . . .	31,7	47,6	20,7	29,4	49,8	20,8
26) Италия . . . . .	33,9	47,2	18,9	—	—	—
27) Норвегия . . . . .	35,3	45,4	19,3	32,1	49,0	18,9
28) Болгария . . . . .	39,3	45,0	15,7	36,2	48,4	15,4

<sup>1</sup> Вся бывшая Российская империя по переписи 1897 г. и СССР по переписи 1926 г.

\* Из приведенных данных, относящихся к периоду до войны, видно, что процент населения в возрасте 15—49 лет колебался в приведенных государствах от 54,6 в Австралийском союзе, до 45 в Болгарии. На высоту процента лиц этого возраста влияют прежде всего миграции населения; так как эмигрируют и иммигрируют преимущественно лица возраста 15—49 лет, то в странах иммиграционных процент лиц этого возраста обыкновенно повышен, а в странах с развитой эмиграцией—понижен. В соответствии с этим повышенный процент населения в возрасте 15—49 лет имеется в таких иммиграционных странах, как Австралийский союз, Соединенные Штаты, Аргентина, Канада, Бразилия; наоборот, процент понижен в странах с развитой эмиграцией, как Италия, Португалия, Норвегия, Швеция, Венгрия. Влияние миграций на возрастной состав населения особенно рельефно выявляется при сравнении возрастного состава городского и сельского населения в отдельных странах. Городское население растет преимущественно за счет прилива из деревень сельского населения молодого и среднего рабочего возраста; благодаря этому городское население обычно резко отличается от сельского высоким процентом лиц этого возраста и соответственно пониженным процентом детей и стариков. По переписям 1897 и 1926 гг., возрастной состав городского и сельского населения России представляется в следующем виде (см. табл. 67):

\* На высоту процента лиц в возрасте 15—49 лет среди населения, кроме миграций, влияет и высота рождаемости и смертности. При высокой рождаемости и высокой же смертности, процент этот обычно понижен, при одновременно повышенном проценте детей 0—14 лет, как это наблюдалось, например, у нас в России в 1897 г., в Румынии,

\* Таблица 67. Возрастной состав городского и сельского населения России по переписи 1897 г.

	Процент населения в возрасте		
	0—14 лет	15—49 лет	50 л. и выше
Городское население	30,0	57,2	12,8
Сельское население .	39,8	46,6	13,6
Все население . . . .	38,5	48,0	13,5

\* Таблица 68. Возрастной состав населения СССР по переписи 1926 г.

	Процент населения в возрасте		
	0—14 лет	15—49 лет	50 л. и выше
Городское население	29,5	58,5	12,0
Сельское население .	38,9	47,9	13,2
Все население . . . .	37,2	49,8	13,0

Сербии, Болгарии. При пониженной и падающей рождаемости и при низкой смертности процент лиц 15—49 лет повышается при одновременном понижении процента детей, как это наблюдается, например, во Франции, Англии, Шотландии, Швейцарии, Бельгии. Здесь нет возможности подробно останавливаться на разнообразных комбинациях различной высоты рождаемости и смертности, а равно эмиграции и иммиграции, в их влиянии на возрастной состав населения.

\* Влияние войны на возрастной состав населения. Послевоенный возрастной состав населения отдельных стран, представленный в табл. 66, существенно отличается от довоенного, особенно в воевавших странах. Резко пониженная за годы войны рождаемость привела к резкому понижению процента детей в населении; это резкое снижение процента детей автоматически сказалось повышением процента средних и старших возрастных групп в населении. Те суммарные данные, которые приведены в табл. 66, притом без разделения по полу, не отражают тех изменений возрастного состава мужского населения, которые являются результатом массовой гибели на войне мужского населения молодого рабочего возраста. Во Франции, например, абсолютное число мужского населения в возрасте 20—40 лет по последней довоенной переписи 1911 г. составляло 5.920.685, а, по послевоенной переписи 1921 г., мужчин в возрасте 20—40 лет было всего 4.794.219.

\* Таблица 69. Численность мужского населения Франции (без Эльзас-Лотарингии) по переписям 1911 и 1921 гг.

В о з р а с т	1911 год	1921 год
20—24 лет . . . . .	1.530.856	1.304.772
25—29 » . . . . .	1.518.146	1.170.332
30—34 » . . . . .	1.476.874	1.194.401
35—39 » . . . . .	1.394.809	1.124.714
Итого . . . . .	5.920.685	4.794.219

\* Для иллюстрации влияния войны на возрастной состав населения приводим более подробные, чем в таблице 66, данные для РСФСР, Франции и Германии.

\* Таблица 70. Возрастной состав населения 8 районов Европ. части РСФСР по переписям 1897 и 1926 гг. в процентах.

В о з р а с т	1897 г.		1926 г.	
	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.
0—4 л. . . . .	15,3	14,4	16,2	14,2
5—9 » . . . . .	11,9	11,3	10,5	9,4
10—14 » . . . . .	11,5	10,8	12,4	11,1
15—19 » . . . . .	9,9	10,0	11,8	11,8
20—24 » . . . . .	8,0	8,5	9,6	9,3
25—29 » . . . . .	7,4	7,6	7,4	8,3
30—39 » . . . . .	12,5	12,5	11,0	11,8
40—49 » . . . . .	9,9	9,8	8,8	9,1
50—59 » . . . . .	6,7	7,2	6,2	7,2
60 и выше . . . . .	6,9	7,9	6,1	7,8
Итого . . . . .	100,0	100,0	100,0	100,0

Примечание. Для сравнения взято население одной и той-же территории Европейской России с населением в 48.110 тысяч, по переписи 1897 г., и 62.699 тысяч, по переписи 1926 г. В территорию эту входят районы Северный, Ленинградско-Карельский, Западный, Центрально-Промышленный, Центрально-Черноземный, Вятский, Средне-Волжский и Нижне-Волжский.

\* Таблица 71. Возрастной состав населения Франции по переписям 1911 и 1921 гг.

В о з р а с т	1911 г.		1921 г.	
	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.
0—4 л. . . . .	9,1	8,7	6,6	5,8
5—9 » . . . . .	8,7	8,3	8,1	7,3
10—14 » . . . . .	8,6	8,2	9,3	8,3
15—19 » . . . . .	8,3	8,0	9,4	8,4
20—24 » . . . . .	8,0	7,9	7,4	8,1
25—29 » . . . . .	7,9	7,8	6,7	7,6
30—39 » . . . . .	14,9	14,5	13,2	14,8
40—49 » . . . . .	12,8	12,7	14,2	13,6
50—59 » . . . . .	10,2	10,4	11,9	11,4
60 и выше . . . . .	11,5	13,5	13,2	14,7
Итого . . . . .	100,0	100,0	100,0	100,0

\* Вызванные мировой войной изменения возрастного состава, обнаруживаемые в ближайшие годы по окончании войны, сводятся:

1) к значительному понижению среди населения обоого пола процента детского населения в возрасте до 5 лет, стоящему в связи с резко пониженной за годы войны рождаемостью;

2) к понижению процента мужского населения в молодом рабочем возрасте 20—39 лет, стоящему в связи с гибелью на войне значительной части населения этого возраста.

\* Эти изменения возрастного состава будут отражаться на возрастной структуре населения еще в течение многих десятков лет. Дефицит мужского



\* Таблица 72. Возрастной состав населения Германии по переписям 1910, 1919 и 1926 гг. в процентах.

В о з р а с т	1910 г.		1919 г.		1926 г.	
	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.
0—4 л. . . . .	12,3	11,8	6,7	5,9	9,9	9,0
5—9 » . . . . .	11,5	11,1	11,5	10,3	6,7	6,1
10—14 » . . . . .	10,7	10,4	11,9	10,7	10,4	9,6
15—19 » . . . . .	9,8	9,5	11,3	10,4	10,9	10,1
20—24 » . . . . .	8,6	8,6	8,3	9,6	10,1	9,6
25—29 » . . . . .	8,0	7,7	7,0	8,5	8,2	8,8
30—39 » . . . . .	14,2	13,8	13,5	14,5	13,2	15,1
40—49 » . . . . .	10,5	10,6	12,6	12,1	12,3	12,6
50—59 » . . . . .	7,4	8,0	9,1	8,8	9,7	9,5
60 и выше . . . . .	7,0	8,5	8,1	9,2	8,6	9,6
Итого . . . . .	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

населения рабочего возраста, касавшийся в ближайшие годы после войны возрастной группы 20—39 лет, около 1930 г. коснется группы 30—49 л., около 1940 г. группы 40—59 лет и т. д. Еще более длительными и сложными изменениями возрастного состава, зависящими от громадного дефицита рождений в 1915—1918 гг. Постепенно перемещаясь, этот дефицит около 1925 г. скажется дефицитом детей 5—9 лет, около 1930 г.—дефицитом группы 10—14 лет, около 1940 г. дефицитом возрастной группы 20—24 лет и т. д. Преуменьшенное количество лиц 20—24 лет в период около 1940 г.

скажется в свою очередь новым крутым падением рождаемости, которое будет обнаруживаться новым дефицитом детей, постепенно в течение ряда лет, переходящим на старшие возрастные группы.

\* Переходный дефицит детских возрастных групп можно и теперь уже обнаружить для некоторых воевавших стран, в которых после войны было 2 переписи, и имеются уже разработанные данные о возрастном составе населения. Так, например, в Баварии число детей в возрасте 0—4 и 5—9 лет по переписям 1919 г. и 1925 г. составляло:

Число детей	1919 г.	1925 г.
0—4 лет . . .	471.107	735.163
5—9 » . . .	789.098	502.910

\* Аналогично для 8 районов европейской части РСФСР число детей по переписям 1920 и 1926 гг. составляло:

Число детей	1920 г.	1926 г.
0—5 лет . . .	8.078.762	10.895.097
6—11 » . . .	9.898.668	7.191.535

\* Из табличек рельефно видно, как дефицит численности детской группы 0—4 лет в 1919—1920 г., перешел в 1925—1926 г. на детскую группу 5—9 лет.

Стандарт возрастного состава. В качестве стандарта или типа возрастного состава населения на предмет сравнения, а также для построения так называемых стандартизованных коэффициентов смертности было предложено

несколько образцов возрастного состава. Международным статистическим институтом раньше было одобрено в качестве стандарта возрастное распределение населения Швеции по переписи 1890 г., как страны в то время сравнительно мало затронутой эмиграцией, и имеющей поэтому «нормальный» возрастной состав; выбор этот отчасти был также знаком внимания к Швеции, как стране с образцовой демографической статистикой, правильно организованной там с 1749 г.—значительно раньше чем в остальных государствах.

Таблица 73. Возрастной состав населения Швеции 1890 г.

Возраст	% населения данного возраста
0—1 . . . . .	2,55
1—19 . . . . .	39,80
20—39 . . . . .	26,96
40—59 . . . . .	19,23
60 и выше . . . . .	11,46
	100,00

\* В настоящее время постоянным бюро Международного статистического института стандартом принят средний возрастной состав населения 17 европейских стран по переписям 1900 г. или ближайших лет. Страны эти следующие: Австрия, Англия, Бельгия, Болгария, Венгрия, Голландия, Германия, Дания (и Исландия), Люксембург, Ирландия, Норвегия, Португалия, Финляндия, Франция, Швеция, Швейцария, Шотландия.

\* Таблица 74. Средний возрастной состав населения 17 европейских стран по переписям, ближайшим к 1900 г.

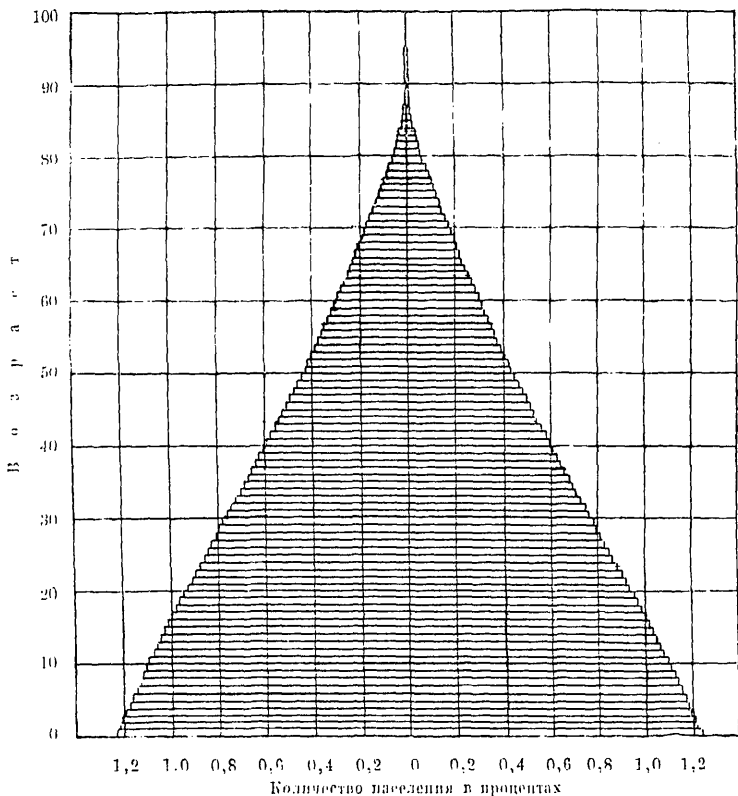
В о з р а с т	% населения данного возраста		
	Муж.	Жен.	Обоего пола
0—1 . . . . .	2,70	2,55	2,63
1—4 . . . . .	9,54	9,18	9,36
5—14 . . . . .	21,13	20,27	20,69
15—24 . . . . .	18,44	18,21	18,32
25—34 . . . . .	14,76	14,83	14,79
35—44 . . . . .	12,06	12,04	12,05
45—54 . . . . .	9,25	9,53	9,39
55—64 . . . . .	6,85	7,30	7,08
65—74 . . . . .	3,81	4,28	4,05
75—84 . . . . .	1,31	1,59	1,45
85 и выше . . . . .	0,14	0,21	0,18
Итого . . . . .	100,00	100,00	100,00

Ниббс и Уикенс исчислили для возрастного стандарта средний возрастной состав 11 европейских стран по переписям, ближайшим к 1900 году, по однолетним возрастам, при чем для устранения возрастных неправильностей данные были подвергнуты выравниванию. Приводим эти данные, как полезные для справок:

Таблица 75. Средний возрастной состав населения 11 европейских стран по однолетним возрастным группам по переписям, ближайшим к 1900 г.

Возраст	%	Возраст	%	Возраст	%	Возраст	%	Возраст	%
0	2,46	19	1,90	38	1,25	57	0,67	76	0,20
1	2,43	20	1,86	39	1,21	58	0,64	77	0,18
2	2,41	21	1,83	40	1,18	59	0,62	78	0,16
3	2,38	22	1,80	41	1,15	60	0,59	79	0,13
4	2,35	23	1,76	42	1,11	61	0,57	80	0,11
5	2,33	24	1,73	43	1,08	62	0,54	81	0,10
6	2,30	25	1,69	44	1,05	63	0,51	82	0,08
7	2,27	26	1,66	45	1,02	64	0,49	83	0,07
8	2,24	27	1,62	46	0,99	65	0,46	84	0,05
9	2,21	28	1,59	47	0,96	66	0,44	85	0,04
10	2,19	29	1,56	48	0,93	67	0,42	86	0,03
11	2,15	30	1,52	49	0,89	68	0,39	87	0,02
12	2,12	31	1,49	50	0,86	69	0,37	88	0,02
13	2,09	32	1,45	51	0,84	70	0,34	89	0,01
14	2,06	33	1,41	52	0,81	71	0,32	90	
15	2,03	34	1,38	53	0,78	72	0,29	91	
16	2,00	35	1,35	54	0,75	73	0,27	92	} 0,02
17	1,96	36	1,31	55	0,73	74	0,24	93	
18	1,93	37	1,28	56	0,70	75	0,22	94	
									100,0

Данные этой таблицы представлены на чертеже 32.



Черт. 32. Возрастной состав населения по однолетним возрастам в процентах.

11 европейских государств по переписям 1900 г.

\* Профессиональный и социальный состав населения. Профессиональный состав населения является весьма важным элементом в демографической и санитарной статистике. Без

знания профессионального состава населения невозможны никакие сколько-нибудь точные построения в области профессиональной заболеваемости и смертности. Вместе с тем тот или иной преобладающий характер занятий населения существенно отражается на санитарном состоянии и всех социально-бытовых условиях населения.

\* Население делится прежде всего на две группы, на лиц самодеятельных и несамодеятельных, при чем под первыми понимаются лица, имеющие какое-либо занятие или вообще какой-либо самостоятельный источник существования (личное имущество, пенсии, стипендии и т. д.), и под вторыми—лица, не имеющие ни занятия, ни собственных средств существования, и живущие на средства других лиц, обычно своих родных (сюда относятся прежде всего дети, затем жены—домашние хозяйки и т. п.). При распределении населения по личным занятиям и профессиям распределяется понятно только самодеятельное население, а не самодеятельное население распределяется обыкновенно по занятиям своих кормильцев.

\* Обыкновенно разграничивают понятие «занятие» и «профессия», при чем «з а н я т и е м» обозначают то, что является главным источником средств существования, то что дает заработок или является источником дохода. Под «профессией» разумеется деятельность, к которой данное лицо наиболее приспособлено по своей специальной подготовке и суб'ективному самосознанию, деятельность к которой он чувствует призвание и влечение. Занятие и профессия у одного и того же лица могут, очевидно, совпадать и не совпадать.

\* Число отдельных видов занятий весьма велико и, в связи с техническим прогрессом разделения промышленного труда, непрерывно увеличивается,

доходя в промышленных странах до 15—20 тысяч названий. При сводке и группировке данных о занятиях населения необходимо поэтому объединять отдельные занятия в группы, подводя их под определенные классификационные схемы. Несмотря на всю желательность в целях сравнения, чтобы классификация занятий и профессий была одинакова в разных странах, такой единой классификации не существует, и почти каждое государство пользуется своей собственной классификацией. Международным статистическим институтом еще в 1893 г. на Чикагской сессии была принята и рекомендована в международном масштабе классификация, выработанная Ж. Бертильоном, но практического осуществления постановление института не получило.

\* В основе классификационных схем могут лежать разные признаки, в частности, производственный признак, когда работающие в определенном предприятии, независимо от их личного занятия, относятся в ту отрасль производства, к которой принадлежит предприятие: в группу „обработка металлов“, например, здесь относят всех работающих на металлическом заводе,—инженеров, слесарей, кузнецов, кладовщиков, сторожей и т. п. Эта группировка по отраслям труда, весьма существенная для экономической статистики, имеет для целей санитарной статистики весьма ограниченное значение; изучаемые санитарной статистикой вопросы (заболеваемость, смертность и т. п.) находятся в гораздо большей связи с тем или иным личным занятием и родом труда и специальности, чем с общими условиями данного производства. Поэтому для санитарной статистики важнее классификации, основанные на признаке личного занятия, когда в группы объединяются лица, имеющие одинаковые занятия, где бы эти



лица не работали. Слесаря, например, работающие на железной дороге, на заводе, все попадают в одну группу. Нужно заметить, что при изучении профессиональной заболеваемости или смертности необходима вообще детализация занятий, так как профессиональные вредности, сказывающиеся на здоровье могут быть весьма различны даже в близких и родственных профессиях.

\* При классификации промысловых занятий исходят также из различных оснований группировки, в частности, из рода обрабатываемого материала (металлисты, деревообделочники, кожевники и пр.), или же из рода потребностей, удовлетворению которых служат продукты деятельности (пищевики, швейники и т. п.). За критерий принимаются иногда технические особенности производства, например, химическое производство.

\* Классификаций, основанных на каком-либо одном признаке, не существует, и все имеющиеся классификации построены на нескольких основаниях.

\* От профессиональной классификации следует отличать классификацию по социальному положению и положению в занятии, в основу которой кладут такие признаки, как труд по найму и не по найму, пользование наемным трудом, труд с точки зрения непосредственного создания материальных ценностей и в форме нематериальных услуг и т. п. Принятая в СССР в настоящее время классификация Центрального статистического управления устанавливает такую группировку по социальному положению: 1) рабочие; 2) служащие; 3) лица свободных профессий; 4) хозяева с наемными рабочими; 5) хозяева, работающие с членами семьи, и члены артели; 6) одиночки; 7) члены семьи, помогающие в занятии. Первые два класса рабочих и служащих объединяют лиц наемного труда. Разница между понятиями

«рабочий» и «служащий» проводится по признаку роли в производстве; к рабочим относятся лица, занятые непосредственно по производству и перемещению материальных ценностей; к служащим — лица, участие коих в производстве выражается в форме нематериальных услуг, непосредственно связанных с производством или с обслуживанием населения. Остальные 5 классов охватывают лиц, живущих от занятий не по найму, при чем 4, 5 и 6 группы отличаются той степенью, в коей в их работе выражен элемент предпринимательства. Лица одного и того же занятия могут, очевидно, различаться по социальному положению; врач, например, может быть и служащим, и лицом свободной профессии; слесарь может быть и рабочим, и хозяином с наемными рабочими, и хозяином-одиночкой.

\* Принятая в СССР классификация занятий Центрального статистического управления построена на сочетании трех определяющих занятие признаков, — социального положения, рода производства и рода выполняемой работы (личное занятие). Группировка по производственному признаку различает следующие основные отрасли труда: 1) сельское хозяйство; 2) фабрично-заводская промышленность; 3) кустарно-ремесленная промышленность; 4) строительство; 5) железнодорожный транспорт; 6) прочие виды транспорта; 7) торговля и кредит; 8) учреждения; 9) прочие отрасли труда. Каждая социальная группа разделяется по отраслям труда, подразделяемым в свою очередь по группам личных занятий и видам занятий. Классификация включает 1.208 видов занятий; если же считать виды, повторяющиеся под одинаковыми наименованиями в нескольких классах и отраслях труда только один раз, то количество видовых наименований сокращается до 377.

\* С точки зрения санитарной статистики, заслуживает большого внимания крупный труд по классификации профессий д-ра С. М. Богословского<sup>1</sup>. Помимо новой системы классификации, труд его представляет систематизированную номенклатуру производств, промыслов и непромысловых деятельностей, а также всех детальны́х промысловых и непромысловых профессий, охарактеризованных в санитарном отношении. Это дает возможность группировать детальны́е профессии не только по производствам и роду деятельности, но и по санитарным признакам, связанным с отдельными детальными профессиями.

Население с демографической точки зрения. Санитарным врачам сравнительно редко приходится останавливаться на законах развития населения, хотя изучение этих законов представляет значительный интерес. Здесь необходимо иметь в виду два основных момента. С одной стороны, естественные богатства страны и их широкое использование делают возможным быстрый рост населения; с другой стороны, повышающийся жизненный уровень имеет тенденцию противодействовать росту населения. Ресурсы Соединенных Штатов, например, далеки от истощения, но количественное отношение некоторых пищевых продуктов животного происхождения к количеству населения меньше, чем оно было раньше. Можно, на основах существующих продовольственных возможностей, предсказать крайнюю границу роста населения штатов, но граница эта может быть,

<sup>1</sup> С. М. Богословский. Системы профессиональной классификации. Москва, 1913. Изд. Московского Губернского Земства.

конечно, очень расширена, если жизненный уровень в Соединенных Штатах в отношении питания населения уподобится жизненному уровню населения Китая. По словам Ниббса, предельные границы роста населения земного шара гораздо ближе, чем обыкновенно думают; прирост населения в том темпе, в котором он происходит в настоящее время, не может продолжаться даже в течение еще 400 лет без крайне резких нарушений жизненного уровня. Очередной вопрос политики населения — что лучше, — большое количество населения с низким жизненным уровнем или небольшое, но с высоким жизненным уровнем?<sup>1</sup>

---

---

<sup>1</sup> Здесь явственно проглядывает влияние мальтузианской идеологии. Несостоятельность этой идеологии — общеизвестна. Автор кроме того недооценивает значения технической революции, которая последует непосредственно вслед за революцией политической на основе освобождения производительных сил из тисков буржуазных производственных отношений.

## ГЛАВА ДЕВЯТАЯ.

### СМЕРТНОСТЬ, РОЖДАЕМОСТЬ И БРАЧНОСТЬ.

Общие коэффициенты смертности. Общий коэффициент смертности представляет отношение между числом умерших в данный промежуток времени и средним для данного промежутка времени количеством населения, при чем численность населения приравнивается к какой-нибудь круглой цифре, обыкновенно к 1.000. Промежутком времени обычно берется календарный год.

\* В Вятке, например, за 1925 г. умерло 1.360 чел., среднее население Вятки составляло в 1925 г. 57.500; общий коэффициент смертности на 1.000 населения равняется  $(1.360 \times 1.000) : 57.500 = 23,7$ .

Общий коэффициент смертности иногда называется «грубым» в отличие от коэффициентов, исправленных тем или иным образом. Иногда общий коэффициент называют «годовым»; это излишне, так как, если особо не оговорено, коэффициент смертности всегда относится к годовому промежутку времени.

Общие коэффициенты смертности принято вычислять на 1.000 населения. Вычисления на 10.000, 100.000 населения и выше обыкновенно производятся при построении различных специальных коэффициентов, например, коэффициентов смертности от

отдельных причин смерти, там, где числа умерших малы; делается это просто для удобства, чтобы получить целые числа, а не одни десятичные знаки.

Точность коэффициентов смертности. Точность коэффициента смертности зависит от точности числа умерших и точности числа населения. Последнее в особенности является нередко недостаточно правильным, так как количество населения точно известно только в годы переписей. В остальные годы население исчисляется тем или иным образом, и понятно, чем более неточно это исчисление, тем более неточен и коэффициент смертности, хотя бы само число умерших было вполне правильным.

Не следует вычислять коэффициент смертности с двумя десятичными знаками, если дело идет о небольшом населении. Об этом уже говорилось в главе III, но мы считаем нелишним привести еще несколько соображений по этому поводу.

В городе с населением в 1.000 умерло 16, и коэффициент смертности составил 16. Наименьшая возможная ошибка в числе умерших—на одного человека—изменит этот коэффициент на 17 или на 15. В городе с населением в 10.000 ошибка на одного умершего изменит коэффициент с 16,0 на 16,1; в городе с населением в 100.000 с 16,00 на 16,01 и в городе с населением в 1.000.000 с 16,000 на 16,001. (См. табл. 76).

Очевидно, не имеет никакого смысла вычислять коэффициент с двумя десятичными знаками для местностей с населением менее 100.000.

Аналогично предыдущей таблице, в таблице 77 представлены те различия в численности населения, которые вызывают изменения коэффициента смертности с 16,00 до 16,10 при одинаковых числах умерших. (См. табл. 77).

Процентная разница в количестве населения во взятом примере везде одна и та же, составляя 0,62%. Этот процент меняется, понятно, соответственно величине взятого коэффициента смертности. Например, чтобы коэффициент изменился с 12,00 до 12,10, при одном и том же количестве умерших, число населения должно измениться на 0,83%. В следующей табличке приведены величины процентных изменений

Табл. 76. Точность при вычислении коэффициентов смертности.

Город	Население	Число умерших	Коэффициент смертности
А	1.000	16	16,00
	1.000	17	17,00
В	10.000	160	16,00
	10.000	161	16,10
С	100.000	1600	16,00
	100.000	1601	16,01
D	1.000.000	16000	16,00
	1.000.000	16001	16,001

Табл. 77. Точность при вычислении коэффициентов смертности.

Город	Коэффициент смертности	Число умерших	Население	Различия в количестве населения
А	16,00	16	1.000	6
	16,10	16	994	
В	16,00	160	10.000	62
	16,10	160	9.938	
С	16,00	1.600	100.000	621
	16,10	1.600	99.378	
D	16,00	16.000	1.000.000	6211
	16,10	16.000	9 3.789	

количества населения, меняющие на 0,10 различные коэффициенты смертности.

Т а б л. 78.

Изменение коэффициента		Происходит при изменен. количества населения на
от	до	
20,00	20,10	0,50%
19,00	19,10	0,52 »
18,00	18,10	0,55 »
17,00	17,10	0,58 »
16,00	16,10	0,62 »
15,00	15,10	0,66 »
14,00	14,10	0,71 »
13,00	13,10	0,76 »
12,00	12,10	0,83 »
11,00	11,10	0,90 »
10,00	10,10	0,99 »

Исправленные коэффициенты смертности. При определении коэффициента смертности населения какой-либо местности возникает вопрос, следует ли включать в число умерших всех умерших на данной территории, в том числе и умерших из временно прибывших, или же следует включать только умерших из более или менее постоянного населения данной местности, относя умерших из временно прибывших к числу умерших той местности, откуда они прибыли, и где они постоянно проживали перед смертью. В большинстве стран, в том числе и в Соединенных Штатах, придерживаются географической точки зрения, включая в число умерших всех умерших на данной территории. Основной причиной этого



являются затруднения, возникающие при разграничении умерших на умерших из постоянного населения и из временно прибывших, и опасения пропусков и двойного счета при распределении умерших по месту постоянного их жительства.

Это, однако, не устраняет необходимости поправок во многих случаях в зависимости от местных условий, а особенно в случаях нахождения в данной местности крупных больниц, привлекающих больных из других местностей. И в этих случаях коэффициент смертности обычно определяется, исходя из числа всех умерших в данном городе; но, конечно, при больших числах приезжих, умирающих в больницах, полученный коэффициент смертности нельзя считать показателем санитарно-гигиенических условий жизни населения этого города. Поэтому, наряду с определением обычного общего коэффициента смертности, здесь рекомендуется определять «исправленный» коэффициент, вычитая из числа умерших тех, которые прибыли извне для лечения в больницы и там умерли. Такие «исправленные» коэффициенты, в дополнение к обычным «неисправленным» целесообразно определять и в других аналогичных случаях, в зависимости от местных условий (например, на курортах).

\* В некоторых (немногих) странах, например, в Англии и Шотландии, все умершие распределяются по месту их постоянного жительства перед смертью, и коэффициенты смертности для отдельных местностей вычисляют в отношении постоянного населения. В этих случаях коэффициенты можно назвать «коэффициентами смертности постоянного населения».

\* Относительные числа «приезжих умерших» значительно различаются в различных местностях. В Будапеште, например, из 15.769 умерших в 1925 г. было 2.998 приезжих или

190/0 и в 1926 г. из 15.350 умерших 2.931 или 19,1<sup>0</sup>/0. Коэффициент смертности, считая «приезжих умерших», составил в 1925 г. 16,4 и в 1926 г. 15,9 и, без приезжих, — в 1925 г. 13,3 и в 1926 г. 13,1. В Берлине в 1924 г. из общего числа 47.179 умерших было приезжих 1.264 или 2,7<sup>0</sup>/0. В Ленинграде в 1925 г. из 20.102 умерших относительно 822 или 4<sup>0</sup>/0 имелось указание, что они приезжие; в 1926 г. имелось такое указание относительно 882 из 22.129 (те же 4<sup>0</sup>/0). Общий коэффициент смертности в Ленинграде составил со включением всех умерших 14,6 на 1.000 населения в 1925 г. и 14,4 в 1926 г.; за вычетом приезжих, коэффициент в 1925 г. был 14,0 и в 1926 г. 13,8.

Обыкновенно вскоре по окончании календарного года опубликовывают предварительные числа умерших и предварительный коэффициент смертности. По получении дополнительных запоздалых сведений и после более тщательного окончательного подсчета — через некоторое время опубликовывают «окончательно установленные» числа и коэффициенты. Эти окончательно установленные коэффициенты иногда также называют «исправленными» коэффициентами. Лучше, однако, избегать этого термина в данном случае.

Прежде термин «исправленный» коэффициент применялся по отношению к «стандартизованным» коэффициентам (см. ниже, стр. 529); в настоящее время это оставлено, и делать этого не следует. Вообще термин «исправленный» коэффициент следовало бы применять только для коэффициентов, измененных в результате изменившихся, по тем или иным основаниям, чисел умерших.

Пересмотренные коэффициенты смертности. Коэффициенты смертности для послеперечисленных лет основываются на вычисленном населении. При неточности, свойственной всем подобным вычислениям, следует всегда по производе

следующей очередной переписи населения, исчислить вновь население для предыдущих лет, основываясь на приросте между переписями, и вычислить заново коэффициенты смертности. Эти «пересмотренные» коэффициенты иногда значительно отличаются от коэффициентов, определенных по числам населения, вычисленным до производства очередной переписи. В большинстве случаев изменения эти, однако, не велики.

\* В Ленинграде, например, первоначальные коэффициенты за 1923—1925 гг., определенные на основании количества населения, исчисленного по данным о механическом и естественном приросте, и «пересмотренные» коэффициенты, определенные по количеству населения, выяснившемуся в результате переписи 1926 г.,—составляли:

### Ленинград.

	Первоначал. коэффициенты смертности	Пересмотренн. коэффициенты смертности
1923 г. . . . .	16,1	16,0
1924 г. . . . .	16,6	16,1
1925 г. . . . .	15,1	14,6

Коэффициенты смертности для коротких промежутков времени. Выше, на стр. 80, было уже указано, что коэффициенты для промежутков времени менее года обыкновенно вычисляются, для удобства сравнения, как годовые. При вычислении коэффициентов для отдельных месяцев можно для точности считаться и с различной длиной месяцев. Для определения, например, коэффициента смертности в январе умножают число умерших в январе на  $365:31$ ; для

месяцев с 30 днями множитель  $= 365:30$ , для февраля  $= 365:28$  в простом году и  $366:29$  в високосном году. Для определения коэффициента смертности за неделю число умерших за неделю умножают на  $365:7$  и т. д.

\* Коэффициенты смертности для меняющихся масс населения. Для определения коэффициента смертности населения с значительно меняющейся в течение данного промежутка времени численностью, как например, населения местностей с периодическими приливами и отливами сезонных рабочих или больших масс гарнизона, а также населения таких учреждений, как тюрьмы, дома призрения и т. п.,—необходимо установить среднюю численность этих количественно изменчивых масс населения. Наиболее точно это возможно при учете количества времени (в днях), прожитого в общей сложности всеми лицами, входившими в состав данной среды. При делении общего количества дней, прожитых этими лицами в течение года, на число дней в году (для упрощения можно считать в году 360 дней) получается число лиц, как бы проживших под наблюдением полный год. Если, например, в какую-либо местность прибыло в течение года 5.000 рабочих, которые пробыли там два месяца, а затем прибыло 2.000 рабочих, проживших там один месяц, то общее количество проведенных всеми этими рабочими дней составит  $(5.000 \times 60) + (2.000 \times 30) = 360.000$ . Годовое число рабочих составляет  $360.000:360 = 1.000$  рабочих. Если из всех 7.000 рабочих умерло, например, 20, то это число умерших для определения годового коэффициента смертности следует отнести не к 7.000, а к годовому числу рабочих  $= 1.000$ . Коэффициент, таким образом, составит 20 на 1.000.

\* Для определения числа лиц, пробывших под наблюдением весь данный промежуток времени при текущем составе, исходят также из предпосылки о равномерном в течение данного времени прибытии и выбытии этих лиц. Число лиц, пробывших, например, под наблюдением полный год равняется в этом случае:

$$\begin{aligned} & \text{Состоявшим к началу года} \cdot \frac{1}{2} \\ & + \frac{\text{прибывшие} - \text{выбывшие}}{2} \end{aligned}$$

Предполагается, что состоявшие к началу года, за вычетом выбывших в течение года, пробыли под наблюдением целый год, а прибывшие и выбывшие по полугоду. Тогда

$$\begin{aligned} & \text{Состоявшие} - \text{выбывшие} \cdot \frac{1}{2} \\ & + \frac{\text{прибывшие} \cdot \frac{1}{2} - \text{выбывшие}}{2} = \text{Состоявшие} \cdot \frac{1}{2} \\ & + \frac{\text{прибывшие} - \text{выбывшие}}{2} \end{aligned}$$

\* Например, в каком-либо учреждении к началу года состоит 1.000 человек; в течение года прибыло 500 человек, выбыло 300 и умерло 33. Требуется определить годовой коэффициент смертности населения этого учреждения. Согласно приведенной формуле, число пробывших под наблюдением весь год определяется  $= 1.000 \cdot \frac{1}{2} + (500 - 300) : 2 = 1.100$  и годовой коэффициент смертности  $= (33 \times 1.000) : 1.100 = 30$  на 1.000 населения.

Изменчивость коэффициентов смертности в местностях различной величины. Коэффициенты смертности, в соответствии

с законом больших чисел, более устойчивы и менее изменчивы в крупных населенных пунктах, чем в мелких. Это одинаково относится к изменчивости во времени и к изменчивости в территориальном отношении.

\* В Московской губернии, например, в 1924 г. коэффициент смертности на 1.000 населения колебался по отдельным уездам от 18,9 в Бронницком уезде до 27,1 в Ленинском; по волостям же колебания были от 9,1 в Гжельской волости (Бронницкого уезда) до 48,4 в Орешковской волости (Можайского уезда).

Коэффициент рождаемости. Все отмеченное выше о коэффициентах смертности относится и к коэффициентам рождаемости. И здесь имеются общие коэффициенты, исправленные коэффициенты, коэффициенты рождаемости постоянного населения, пересмотренные коэффициенты, предварительные коэффициенты; коэффициенты для коротких промежутков времени исчисляются, как годовые; коэффициенты для мелких населенных пунктов более изменчивы, чем для крупных, и т. д.

\* Мертворожденные. При определении коэффициентов рождаемости и вообще при сводке данных о родившихся, мертворожденные обыкновенно не включаются в числе родившихся, и коэффициенты рождаемости вычисляются только по отношению к живорожденным. Мертворожденные не включаются также и в число умерших, но группируются и рассматриваются отдельно, как особое, своеобразное демографическо-санитарное явление. Лишь в очень немногих странах, в частности в Германии, коэффициенты и рождаемости, и

смертности вычисляются со включением мертворожденных, но, на ряду с этим, числа мертворожденных показываются отдельно, так что нетрудно при желании перечислить коэффициенты, выделив мертворожденных; это, в частности, необходимо делать, чтобы получить сравнимые с другими странами величины рождаемости и смертности в Германии.

\* Понятие «мертворожденный» при регистрации определяется различно в различных странах. Во Франции, Бельгии и Голландии записываются, как мертворожденные, не только родившиеся мертвыми, но и живорожденные, умершие до регистрации. Крайний обязательный срок регистрации рождений в этих странах составляет 3 суток; поэтому многие дети, родившиеся живыми, но умершие в первые 2—3 дня после рождения, и которых не успели еще зарегистрировать, записываются, как мертворожденные. В Пруссии считаются мертворожденными плоды ростом не менее 32 см., родившиеся мертвыми не ранее 180 дней беременности; в Дании—родившиеся без признаков жизни не ранее исполнившихся 28 недель беременности; в Швеции—умершие до или во время родоразрешения; в Испании—родившиеся без признаков жизни, а также родившиеся живыми и умершие менее, чем через 24 часа после родоразрешения; в Японии—родившиеся мертвыми после 4 месяцев беременности. В СССР, по определению Ученого совета НКЗ, мертворожденным считается родившийся не ранее 6 месяцев беременности и без признаков жизни. Плод, вышедший ранее 6 месяцев беременности, считается выкидышем и регистрации не подлежит.

По существующим в СССР правилам, заявление о рождении мертвого ребенка так же обязательно, как и относительно живорожденных, при чем

мертворожденные записываются в книге записей рождений с соответствующей отметкой. Инструкция для Загсов обращает внимание регистраторов, что если ребенок после рождения прожил хотя бы незначительное время, выражаемое даже минутами, на него надлежит составить две записи: 1) о рождении, отмечая его рожденным живым, и 2) о смерти, точно указывая количество прожитого времени.

В Англии и Уэльсе, Шотландии, Ирландии и английских колониях мертворожденные до 1927 г. вообще не регистрировались. С июля 1927 г. в Англии введена обязательная регистрация мертворожденных.

\* Величина мертворождаемости измеряется или подобно живорождаемости по отношению к населению, или же по отношению к общему количеству родившихся (живых и мертвых). Более принят второй способ. В Ленинграде, например, в 1926 г., при среднем населении 1.535.000, родилось живых детей 42.608 и мертвых 1.433, а всего 44.041. На 1.000 населения было мертворожденных 0,9, а ‰ мертворожденных среди всех родившихся составил 3,3.

\* В виду отмеченных выше различных оснований и правил регистрации мертворождений в отдельных странах, данные о мертворождаемости подлежат сравнению с большой осторожностью. За последние годы (1922—1924 или ближайшие годы) процент мертворожденных среди родившихся составлял: 4,6 в Бельгии; 4,0 во Франции; 3,7 в Голландии; 3,3 в Германии; 3,0 в Австрии; 2,8 в Швейцарии; 2,6 в Венгрии; 2,4 в Дании; 2,3 в Швеции; 2,1 в Норвегии. Наибольший процент таким образом приходится на страны, в которых в число мертворожденных включают детей, родившихся живыми, но умерших до регистрации.



В Бельгии, хотя официально считаются мертворожденными все родившиеся, которые умерли до регистрации,—для статистических целей за последнее время выделяют собственно мертворожденных; за 1908—1912 гг. из официально зарегистрированных 40.186 мертворожденных 7.089 родились живыми, но умерли до регистрации. Процент мертворожденных, в официальном смысле, составил в Бельгии за эти годы 4,4, а процент действительно мертворожденных 3,6.

\* В СССР регистрация мертворождений, несмотря на ее обязательность, более или менее удовлетворительно ведется лишь в городах. В Ленинграде, например, процент мертворожденных был в 1925 г. и 1926 г. одинаков, составив 3,3.

\* Из материалов некоторых стран, для которых имеются более или менее надежные данные за большой промежуток времени, усматривается постепенное понижение процента мертворождений. В Германии, например, процент мертворожденных составлял:

\* Таблица 79. Мертворождения в Германии.

Г о д ы	Процент мертворожденных	Г о д ы	Процент мертворожденных
1851—1860 гг. . .	4,0	1901—1910 гг. . .	3,0
1861—1870 » . .	4,1	1911—1914 » . .	2,9
1871—1880 » . .	4,0	1915—1918 » . .	3,1
1881—1890 » . .	3,7	1919 - 1925 » . .	3,2
1891—1900 » . .	3,2		

\* После почти непрерывного понижения в течение 60 лет, мертворождаемость в Германии за

годы мировой войны и послевоенные годы вновь несколько повысилась.

\* Коэффициенты плодovitости. Общие коэффициенты рождаемости, определяемые отношением чисел родившихся ко всему населению, являются мерилom результатов воспроизводительной силы населения, подводя окончательный итог различным факторам, обуславливающим и регулирующим размножение населения. Мерило это, однако, совершенно не определяет, какие именно факторы, и в какой степени влияют на большую или меньшую величину размножения, и, прежде всего, не определяет влияние факторов, кроющихся в самом составе населения. На первом месте из означенных факторов следует поставить возрастной и семейный состав населения. Способность к деторождению, особенно у женщин, ограничена довольно узкими возрастными пределами от 15 до 50 лет; чем больше среди населения этих возрастных групп, тем рождаемость при прочих равных условиях будет выше. В размножении населения, далее, участвуют, главным образом, состоящие в браке; внебрачная рождаемость, по своим незначительным в общем размерам, существенного влияния на высоту общей рождаемости не оказывает. Чем больше поэтому среди населения имеется брачных пар вообще и замужних женщин в частности, тем рождаемость при прочих равных условиях также будет выше. Наконец, крайне важное влияние принадлежит возрасту вступления в брак и возрастному составу замужних женщин в пределах 15—50 лет; чем более представлены в составе замужних женщин этого возраста более молодые возрастные группы, тем рождаемость также будет выше.

\* Для устранения и тем самым для выяснения влияния, оказываемого различным половым, возрастным и семейным составом на величину общего коэффициента рождаемости, определяются так называемые коэффициенты плодовитости, дающие возможность элиминировать влияние этих простейших и вместе с тем основных факторов рождаемости; сравнение коэффициентов плодовитости показывает уже в чистом виде сравнительное влияние на степень размножения населения более сложных факторов расового и наследственного характера и факторов социально-психологического и экономического порядка.

\* Различают: 1) коэффициент общей плодовитости, представляющий отношение общего числа родившихся к числу всех женщин в возрасте 15—49 лет. Так, в Ленинграде, по переписи 1923 г., женщин этого возраста было 357.002, а число родившихся в 1923 г. составляло 31.906; коэффициент общей плодовитости, или число родившихся на 1.000 женщин в возрасте 15—49 лет: 
$$= (31.906 \times 1000) : 357.002 = 89,4.$$
 2) Коэффициент брачной плодовитости или отношение числа родившихся в зарегистрированном браке к числу замужних женщин 15—49 лет. Так, в Ленинграде, по переписи 1923 г., замужних женщин 15—49 лет было 173.627; детей родилось в зарегистрированном браке в 1923 г. 26.821; коэффициент брачной плодовитости или число родившихся в браке на 1.000 замужних женщин 15—49 лет: 
$$= (26.821 \times 1.000) : 173.627 = 154,4.$$
 3) Коэффициент внебрачной плодовитости, или отношение числа родившихся вне брака к числу незамужних женщин 15—49 лет. Так, в Ленинграде, по переписи 1923 г. незамужних женщин (т. - е. девиц, вдов и разведенных) этого возраста было 183.375; детей родилось вне брака в 1923 году 5.085.

Коэффициент внебрачной плодовитости или число родившихся вне брака на 1.000 незамужних женщин 15—49 лет  $= (5.085 \times 1.000) : 183.375 = 27,7$ .

\* Приведенные коэффициенты облегчают уяснение ряда существеннейших вопросов размножения населения. Россия, например, и раньше, и теперь выделялась среди других стран по своему крайне высокому коэффициенту рождаемости. Сравнительно, например, с Голландией, коэффициент рождаемости был в России за годы, примыкающие к переписи 1897 г., выше, чем в Голландии на 54% (коэффициент в Голландии равнялся 32,5 и в России 50,1 на 1.000 населения); между тем коэффициент брачной плодовитости составлял в Голландии 272 и в России 300, т.-е. был в России выше, чем в Голландии всего на 10%. Это указывает, что исключительно высокая рождаемость в России зависит в первую очередь от очень высокого процента замужних женщин в населении, а не каких-либо расовых или иных факторов. Действительно, в России по переписи 1897 г., было замужних женщин 15—49 лет среди всех женщин этого возраста 66%, а в Голландии всего 48%. Внебрачную плодовитость во взятом примере можно игнорировать, так как она и в России и в Голландии очень низка и сколько-нибудь существенного влияния на высоту рождаемости ни тут, ни там не оказывает.

\* На высоту коэффициента брачной плодовитости большое влияние оказывает возрастной состав замужних женщин в пределах 15—49 лет. Плодовитость обратно пропорциональна возрасту; чем более представлены в составе замужних женщин более молодые возрастные группы, тем брачная плодовитость и рождаемость выше. Влияние возраста в этом отношении уясняется путем построения по возрастным коэффициентам брачной

плодовитости, т. е. отношений чисел родившихся от матерей данного возраста к числу замужних женщин этого возраста. В Ленинграде, например, в 1923 г. замужних женщин 20—24 лет было 30.548, которые родили в 1923 г. 8.681 детей; коэффициент брачной плодовитости ленинградских женщин 20—24 лет в 1923 г. составлял  $(8.681 \times 1.000) : 30.548 = 284,1$  или, иными словами, из 1.000 этих женщин родило 284; коэффициент брачной плодовитости женщин 25—29 лет составил в Ленинграде в 1923 г.  $(8.312 \times 1.000) : 41.153 = 202,0$ . В следующей таблице 80 сопоставлены повозрастные коэффициенты брачной плодовитости женщин для Ленинграда за 1923 г. по пятилетним возрастным группам.

\* Таблицы 80. Повозрастная брачная плодовитость женщин. Ленинград—1923 г.

В о з р а с т	На 1.000 замужних женщин данного возраста родилось детей
15—19 лет . . . . .	342,8
20—24 » . . . . .	284,1
25—29 » . . . . .	202,0
30—34 » . . . . .	147,5
35—39 » . . . . .	93,0
40—44 » . . . . .	36,8
45—49 » . . . . .	7,2
Всего . . . . .	154,4

\* Усматриваемое из таблицы понижение плодовитости женщин с возрастом представляет устойчивую

закономерность, наблюдаемую всюду, где производились аналогичные построения, для которых необходима регистрация рождающихся детей по возрасту матери. Данные эти вместе с тем свидетельствуют о том значении, какое имеет возрастной состав замужних женщин для высоты рождаемости. В частности высокий процент молодых (до 30 лет) замужних женщин в России, в связи с ранними браками, является, на ряду с большим количеством замужних женщин вообще, ---одной из главных причин высокого русского коэффициента рождаемости.

\* Плодовитость мужчин равным образом меняется с возрастом, как видно из следующей таблицы, относящейся также к Ленинграду.

\* Таблица 81. Повозрастная брачная плодовитость мужчин. Ленинград—1923 г.

В о з р а с т	На 1.000 женатых мужчин данного возраста родилось детей
15—19 лет . . . . .	294,2
20—24 » . . . . .	237,8
25—29 » . . . . .	224,2
30—34 » . . . . .	182,6
35—39 » . . . . .	132,7
40—44 » . . . . .	88,1
45—49 » . . . . .	47,8
50—54 » . . . . .	22,8
55—59 » . . . . .	10,1
60 и выше . . . . .	3,3
Всего . . . . .	126,6

На повозрастную плодовитость оказывает, понятно, существенное влияние комбинация возраста мужа и жены. Приводим в сокращенном виде комбинированную таблицу повозрастной плодовитости, показывающую вероятность рождения ребенка при различных комбинациях возраста супругов; таблица эта была построена, по материалам г. Будапешта, известным демографом Кереши.

\* Табл. 82. Повозрастная плодовитость.

Вероятность (умноженная на 100) рождения ребенка в течение года.

Плодовитость жен				Плодовитость мужей				
Возраст мужа	Возраст жены			Возраст жены	Возраст мужа			
	25 л.	30 л.	35 л.		25 л.	35 л.	45 л.	55 л.
25—29	36	25	21	20	49	—	—	—
30—34	31	24	20	20—24	43	31	16	—
35—39	27	22	19	25—29	31	27	18	—
40—44	—	17	14	30—34	33	24	14	8
45—49	—	14	11	35—39	—	19	12	7
50—54	—	—	11	40—44	—	7	6	3

\* Брачность. Величина брачности измеряется или отношением числа браков к населению или отношением числа сочетавшихся браком к населению; второе число, очевидно, больше первого в два раза. В Англии и Соединенных Штатах принят второй способ; в СССР более принят первый способ. Во избежание недоразумений при сравнениях, не следует употреблять просто

выражение «брачность или коэффициент брачности на 1.000 населения», но обозначать точнее — «число браков на 1.000 населения» или же «число сочтанных браком на 1.000 населения».

\* Для характеристики величин брачности и ее эволюции в таблице 83 сопоставлены коэффициенты для некоторых стран за ряд лет.

Табл. 83. Брачность в разных странах.

Число браков на 1.000 населения

Годы	Англия и Уэльс	Франция	Германия	Италия	Австрия	Венгрия	Бельгия	Голландия	Швеция	Дания	Норвегия	Швейцария
1876—1885	7,6	7,6	7,7	7,8	7,8	10,2	7,0	7,6	6,5	7,8	6,7	7,1
1886—1895	7,5	7,4	7,9	7,6	7,8	9,5	7,4	7,1	5,9	7,0	6,4	7,1
1896—1905	7,9	7,7	8,2	7,2	8,0	8,6	8,3	7,5	6,0	7,3	6,5	7,6
1908—1913	7,6	7,9	7,8	7,7	7,4	8,9	7,9	7,5	6,0	7,3	6,2	7,3
1914	7,9	5,1	6,8	7,0	6,2	6,0	5,5	6,8	5,8	6,9	6,4	5,7
1915	10,2	2,3	4,1	5,1	4,6	3,2	3,3	6,7	5,8	6,5	6,4	5,0
1916	8,1	3,3	4,1	2,9	4,4	3,4	4,1	7,3	6,1	7,1	6,9	5,7
1917	7,7	4,9	4,7	2,7	4,8	4,1	4,4	7,5	6,1	7,0	7,1	6,0
1918	8,6	5,4	5,4	3,0	6,6	6,9	5,9	7,4	6,7	7,6	7,8	6,7
1919	9,9	14,0	13,4	9,2	12,3	19,8	12,8	8,6	6,9	8,2	5,9	7,9
1920	10,1	15,9	14,5	14,0	13,5	13,1	14,3	9,6	7,3	8,3	7,1	9,0
1921	8,5	11,6	11,8	11,7	12,8	11,6	11,8	9,2	6,6	8,2	6,7	8,4
1922	7,8	9,7	11,1	9,3	11,4	10,8	11,0	8,7	6,1	7,9	6,3	7,7
1923	7,6	9,0	9,4	8,5	8,7	9,6	10,5	8,0	6,3	8,0	6,2	7,6
1924	7,7	8,9	7,1	7,7	8,1	9,1	10,5	7,8	6,2	7,8	6,1	7,3
1925	7,6	8,7	7,7	7,3	7,7	8,8	9,6	7,4	6,2	7,6	5,9	7,1
1926	7,2	8,5	7,7	7,3	7,2	9,0	9,2	7,4	6,3	7,5	5,7	7,1



\* Промежутки времени за 1876—1913 гг. не для всех стран относятся точно к указанным периодам.

\* Коэффициенты брачности за время до мировой войны представляются в достаточной степени устойчивыми, при чем для большинства стран не усматривается определенной тенденции ни к повышению, ни к понижению брачности с течением времени. Война вызвала во всех воевавших странах, кроме Англии, исключительно резкое падение брачности, но и в нейтральных странах, в связи с нарушениями экономической жизни, брачность понизилась, хотя в гораздо меньшей степени. По окончании войны, с 1919 г., отмечается, особенно в воевавших странах, весьма резко выраженное компенсаторное повышение брачности, а затем за последние годы брачность установилась почти везде примерно на довоенном уровне.

\* Из отдельных приведенных стран более высокая брачность отмечается в Венгрии и пониженная в Швеции и Норвегии. Повышенной брачностью отличается также Россия и балканские страны — Болгария, Сербия, Румыния. За последние довоенные годы (1908—1913 для России и 1907—1911 для остальных 3-х стран) число браков на 1.000 населения составляло в Европейской России 8,3; в Болгарии 9,3; в Сербии 9,9 и в Румынии 9,7.

\* В следующей таблице приведены данные об эволюции брачности в России. (См. табл. 84 на стр. 477).

\* Данные за 1876—1913 гг. относятся к 50 губерниям Европейской России; данные за 1914—1916 гг. крайне неполны и относятся за 1915 г. к 27 губерниям Европейской России и за 1916 г. к 10 губерниям. За 1917—1919 гг. почти никаких данных о брачности, и по естественному движению населения вообще, в России не имеется; данные за

\* Табл. 84. Брачность в России.

Годы	Число браков на 1.000 населения
1876—1885 . .	9,1
1886—1895 . .	9,0
1896—1905 . .	8,6
1908—1913 . .	8,3
1914—1916 . .	4,0
1920—1922 . .	11,7
1923 . .	12,9
1924 . .	11,5
1925 . .	10,0
1926 . .	10,8

1920—1922 гг. относятся к 20 губерниям РСФСР; за 1923 г. — к 53 губерниям РСФСР и Украины; и за 1924, 1925 и 1926 гг. к Европейской части Союза ССР.

\* До войны брачность в России медленно понижалась, а затем, после вызванного войной резкого падения, брачность значительно повысилась и все последние годы стоит на сильно повышенном против довоенного уровне. Повышение это носит отчасти обычный компенсаторный послевоенный характер; в большой мере, однако, на повышение брачности у нас, особенно среди городского населения, оказали влияние связанные с революцией коренные перемены социально-бытовых и хозяйственных условий, а равно введение гражданского брака при крайней легкости разводов. Для характеристики эволюции брачности за годы войны и революции среди городского населения, в следующей

таблице сопоставлены коэффициенты брачности для Москвы и Ленинграда за 1911- -1926 гг.

\* Табл. 85. Брачность в Москве и Ленинграде.  
Число браков на 1.000 населения.

Годы	Москва	Ленинград
1911—1913 . . . . .	5,9	6,4
1914 . . . . .	5,5	6,0
1915 . . . . .	4,1	5,0
1916 . . . . .	3,9	4,7
1917 . . . . .	5,3	8,9
1918 . . . . .	7,5	14,4
1919 . . . . .	17,4	19,5
1920 . . . . .	19,1	27,7
1921 . . . . .	16,9	20,9
1922 . . . . .	15,3	14,9
1923 . . . . .	15,6	14,9
1924 . . . . .	14,2	12,4
1925 . . . . .	13,3	13,2
1926 . . . . .	12,8	13,6

\* Возрастной состав брачующихся. Россия и Балканские государства выделяются из других стран значительно повышенным количеством ранних браков, как видно из табл. 86.

\* Табл. 86. Возрастной состав вступающих  
в брак  
1906 — 1910 гг.

Государства	Процент вступивших в брак в возрасте моложе 21 года	
	Женихи	Невесты
Европейская Россия . . . . .	30,2	54,0
Сербия . . . . .	37,6	56,0
Германия . . . . .	0,6	16,4
Англия и Уэльс . . . . .	4,0	13,9
Бельгия . . . . .	5,3	20,5
Голландия . . . . .	3,6	13,3

\* Возрастной состав вступающих в брак имеет весьма важное демографическое значение. С одной стороны, ранние браки являются одним из главных факторов высокой рождаемости; с другой стороны, ранние браки являются одним из факторов повышенной детской смертности, в виду неблагоприятного влияния очень молодого возраста матерей на жизненность и жизнестойкость ребенка.

\* Разводы. Частота разводов существенно зависит от правил и постановлений, регулирующих развод. До революции разводы в России, особенно для православного населения, были крайне затруднены и допускались лишь в исключительных

случаях по постановлению церковного суда. Число разводов в России было незначительно; в 1912 г., например, число разводов среди православного населения России, составлявшего около 115 миллионов, было всего 3.532, тогда как в настоящее время в одном Ленинграде ежегодно регистрируется свыше 10 тысяч разводов.

\* Согласно введенным у нас в декабре 1917 г. и действовавшим до 1927 г. правилам о расторжении брака, производство дел о расторжении браков было отнесено к предметам ведения Народных судов и Загсов, при чем Загсам было предоставлено расторгать брак при условии обоюдного согласия супругов на расторжение брака. При отсутствии такого согласия, брак мог быть расторгнут определением Народного суда, сообщавшего копию этого определения для регистрации в местный Загс. По новому Кодексу законов о браке и семье, введенному в действие с 1 января 1927 г., Загсам предоставлено расторгать браки во всех случаях, как по обоюдному согласию супругов, так и по одностороннему желанию кого-либо из них, и даже в отсутствии другой стороны; при этом, если заявление о прекращении брака делается одним из супругов, то другому супругу посылается копия записи о последовавшем разводе. Это облегчение и упрощение процедуры развода сразу сказалось резким повышением количества разводов; в Ленинграде, например, за 1926 г. было зарегистрировано 5.536 разводов, а за 1927 г. число разводов возросло до 16.083.

\* Число разводов у нас после революции и до введения нового Кодекса было очень велико, особенно среди городского населения. В Ленинграде, например, в 1926 г. было зарегистрировано разводов 36,1 на 10.000 населения и в 1927 г.—

98,8, тогда как в Берлине за последние годы 19,3; во всей Германии 5,8; в Соединенных Штатах 13,9; во Франции 5,3; в Румынии 5,2; в Швейцарии 5,1; в Бельгии 4,3; в Дании 3,9; в Чехо-Словакии 3,8; в Швеции 2,7; в Норвегии 2,3; в Англии и Уэльсе 0,7.

\* Характерным для современных разводов в СССР является большое количество расторгаемых браков малой продолжительности, как это видно из следующего сопоставления за последние годы:

\* Табл. 87. Продолжительность расторгнутых разводом брачных сожитий

Из 100 расторгнутых браков было продолжительностью	Ленинград	Москва	Московская губ. без Москвы	Соединен. Штаты	Венгрия	Швейцария	Пруссия	Швеция	Голландия
Менее года . . .	19,4	32,4	36,8	4,3	6,2	2,7	0,6	0,3	1,9
1-4 лет . . .	39,1	46,5	40,0	33,5	33,1	29,4	29,8	18,8	24,6
5-9 „ . . .	25,8	10,8	6,1	25,1	23,7	24,4	26,1	28,2	28,3
10 л. и более.	15,7	10,3	17,1	37,1	37,0	43,5	43,5	52,7	45,2
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

\* Данные для Ленинграда относятся к 1926 г., для Москвы и Московской губернии к 1924 г. и для иностранных государств к 1922/1924 гг.

\* Частоту разводов проще всего измерять на 1.000 или лучше на 10.000 общего количества

населения. Производимое иногда измерение частоты разводов отношением числа разводов к числу браков, заключенных в тот же период времени, при кажущейся логичности, не является правильным, так как расторгнутые за данный период времени браки в большей своей части были заключены не в этот промежуток времени, а в более ранний и число брачных союзов, могущих быть расторгнутыми в продолжение определенного периода времени, гораздо больше числа браков за тот же период. Наиболее правильно измерять частоту разводов, относя число разводов к числу существующих брачных союзов (числу брачных пар). Измерение это более точно возможно для годов переписей или примыкающих к переписям. В случаях, когда при переписях брачные пары отдельно не учитываются, можно принимать за число брачных пар среднее арифметическое чисел женатых и замужних. Например, в Ленинграде, по переписи 1923 г., было женатых 211.814 и замужних 194.904; приближенное число брачных союзов составляет  $(211.814 + 194.904) : 2 = 203.359$ . Разводов в Ленинграде в 1923 г. было 3.755, и из 1.000 существовавших брачных союзов было расторгнуто разводом в 1923 г.  $(3.755 \times 1.000) : 203.359 = 18,5$ .

Понижение смертности и рождаемости. Характерным для последних десятилетий является наблюдаемое почти во всех странах неуклонное прогрессирующее понижение рождаемости и смертности населения. В табл. 88 и 89 представлены для иллюстрации коэффициенты рождаемости и смертности в разных странах за последние 50 лет.

\* Табл. 88. Рождаемость в разных странах.  
Число родившихся на 1.000 населения  
(без мертворожденных).

Г о д ы	Англия и Уэльс	Франция	Германия	Италия	Австрия	Венгрия	Бельгия	Голландия	Швеция	Дания	Норвегия	Швейцария
1876/1885 . . . . .	34,2	24,9	38,0	37,3	38,4	44,4	31,7	35,9	29,8	32,1	31,3	30,0
1886/1895 . . . . .	30,9	22,8	36,5	36,6	37,6	42,5	29,5	33,6	28,1	31,0	30,4	27,8
1896/1905 . . . . .	28,6	21,8	35,2	33,2	36,4	38,3	28,8	32,2	26,4	29,4	29,2	28,2
1908/1913 . . . . .	24,9	19,5	29,5	32,4	31,9	36,0	23,4	29,1	24,4	27,1	26,0	24,7
1914 . . . . .	23,8	17,6	26,8	31,1	23,3	34,7	20,4	28,2	22,9	25,6	25,4	22,5
1915 . . . . .	23,0	11,6	20,4	30,2	18,5	23,7	16,5	26,2	21,5	24,0	23,6	19,5
1916 . . . . .	22,8	9,5	15,2	24,0	14,8	16,8	13,2	26,5	21,1	24,2	24,3	19,0
1917 . . . . .	19,8	10,5	13,9	19,5	13,9	16,0	11,6	26,0	20,8	23,5	25,1	13,6
1918 . . . . .	19,8	12,2	14,3	18,1	14,1	15,4	11,5	24,8	20,3	23,9	24,6	18,7
1919 . . . . .	18,5	12,6	20,0	21,4	18,0	27,3	16,9	24,2	19,6	22,4	21,2	18,6
1920 . . . . .	25,5	21,3	25,9	31,9	22,4	31,4	21,9	28,3	23,5	24,0	26,9	20,9
1921 . . . . .	22,4	20,7	25,3	30,4	22,9	31,8	21,8	27,4	21,3	24,1	24,4	20,8
1922 . . . . .	20,4	19,3	22,9	30,0	23,2	30,8	20,3	25,9	19,6	22,3	24,1	19,6
1923 . . . . .	19,7	19,1	21,0	29,3	22,5	29,2	20,4	26,0	18,8	22,3	23,0	19,4
1924 . . . . .	18,8	18,7	20,5	28,2	21,7	26,8	20,1	25,1	18,1	21,9	21,7	18,8
1925 . . . . .	18,3	18,9	20,7	27,5	20,6	27,7	19,8	24,3	17,5	21,1	20,0	18,4
1926 . . . . .	17,8	18,8	19,5	27,2	19,2	27,3	19,0	23,8	16,9	20,5	19,7	18,2



\* Табл. 89. Смертность в разных странах.

Число умерших на 1.000 населения

(Коэффициенты за 1914/1918 гг. для воевавших стран относятся только к гражданскому населению).

Г о д ы	Англия и Уэльс	Франция	Германия	Италия	Австрия	Венгрия	Бельгия	Голландия	Швеция	Дания	Норвегия	Швейцария
1876/1885 . . . . .	20,0	22,5	25,8	28,4	30,3	35,1	21,4	22,7	17,8	19,2	17,3	22,1
1886/1895 . . . . .	18,8	22,3	23,9	26,2	28,4	31,8	20,4	20,4	16,5	18,7	17,0	20,5
1896/1905 . . . . .	16,8	20,4	20,6	22,4	24,9	27,0	17,8	17,1	15,8	15,5	15,0	17,8
1908/1913 . . . . .	14,1	18,6	16,5	20,4	21,5	24,6	15,7	13,9	14,0	13,2	13,6	15,2
1914 . . . . .	14,0	19,6	15,5	17,9	18,1	23,5	14,1	12,9	13,8	12,5	13,4	13,8
1915 . . . . .	15,9	18,5	15,1	20,4	21,4	25,2	13,4	12,5	14,6	11,7	13,3	13,3
1916 . . . . .	14,7	17,5	14,3	19,7	21,0	21,0	13,5	12,9	13,5	13,3	13,7	13,0
1917 . . . . .	14,8	17,9	16,1	19,2	23,0	20,7	16,7	13,1	13,3	13,1	13,4	13,7
1918 . . . . .	18,3	22,0	18,4	33,0	26,5	25,9	21,2	17,1	18,0	12,9	17,0	19,4
1919 . . . . .	14,0	19,3	15,4	18,8	20,3	19,6	14,9	13,2	14,4	12,9	13,8	14,2
1920 . . . . .	12,4	17,2	15,1	18,8	19,0	21,3	13,7	12,0	13,2	12,2	12,7	14,4
1921 . . . . .	12,1	17,7	13,9	17,4	16,9	21,2	13,8	11,1	12,3	11,1	11,4	12,7
1922 . . . . .	12,8	17,5	14,3	17,7	17,4	21,4	13,8	11,5	12,8	11,9	11,9	12,9
1923 . . . . .	11,6	16,7	13,9	16,6	15,3	19,5	13,0	9,9	11,4	11,3	11,5	11,8
1924 . . . . .	12,2	16,9	12,2	17,0	15,0	20,3	13,0	9,8	12,0	11,4	11,1	12,5
1925 . . . . .	12,2	17,5	11,9	16,6	14,4	16,9	13,1	9,6	11,7	10,9	10,9	12,2
1926 . . . . .	11,6	17,5	11,7	16,7	14,9	16,5	12,8	9,8	11,8	11,0	10,6	11,7

\* Для России непрерывных полных данных о рождаемости и смертности не имеется.

\* В табл. 90 сопоставлены имеющиеся данные, относящиеся за 1876/1914 гг. к 50 губерниям Европейской России, за 1915 г. к 41 губернии Европейской России, за 1916 г. к 18 губерниям, за 1917 г. к 7 губерниям, за 1920/1922 гг. к 20 губерниям РСФСР и Украины, за 1923 г. к 53 губерниям РСФСР и к Украине, за 1924, 1925 и 1926 гг. к Европейской части Союза ССР без Северо-Кавказского края. За 1918/1919 гг. сколько-нибудь достоверных данных вообще не имеется.

\* Табл. 90. Рождаемость и смертность в России на 1.000 населения.

Годы.	Родилось.	Умерло.
1876—1885	50,0	36,1
1886—1895	49,6	35,4
1896—1905	48,6	31,6
1908—1913	44,4	28,4
1914	42,9	26,5
1915—1917	34,8	26,0
1920—1922	33,0	33,2
1923	40,7	21,6
1924	43,1	22,0
1925	44,7	23,2
1926	43,6	20,0

\* Помимо того, что данные эти относятся за разные промежутки времени к различным территориям,

точность и полнота их за разное время различна. Особенной неточностью и неполнотой отличаются данные за 1920—1922 гг. Более или менее достаточно в общем полны данные за 1923—1925 гг., но и здесь, в связи с постепенным улучшением регистрации родившихся и умерших, числа, например, 1925 г., вероятно полнее, чем числа 1923 г.; поэтому следует относиться с большей осторожностью к усматриваемому из таблицы повышению коэффициентов смертности и рождаемости за время с 1923 до 1925 г., едва ли представляющему реальное явление, но зависящему, вероятно, главным образом, от улучшения регистрации.

\*Падение смертности наряду с падением рождаемости составляют наиболее характерные моменты в современном направлении естественного движения населения большинства стран.

\*Понижение смертности представляет хронологически более раннее явление, чем понижение рождаемости, и началось во многих странах уже с самого начала XIX века. Падение рождаемости в большинстве стран обнаружилось лишь со второй половины 70-х годов, а в некоторых странах и позже. Только во Франции понижение рождаемости отмечается уже с первой четверти XIX века: на 1.000 населения рождаемость была во Франции в 1801—1810 гг. 32,9; в 1811—1820 гг. 31,8; в 1821—1830 гг. 31,0; в 1831—1840 гг. 29,0; в 1841—1850 гг. 27,4 и в 1851—1860 гг. 26,3.

\*Запоздалое, сравнительно с понижением смертности, начало падения рождаемости наглядно, явствует из нижеприведенной таблицы движения населения Швеции, одной из немногих стран располагающих непрерывными надежными данными, начиная со второй половины XVIII века.

\* Табл. 91. Рождаемость и смертность  
в Швеции 1751—1925 гг.

Годы.	На 1.000 населения.	
	Родилось.	Умерло.
1751—1760	35,7	27,3
1761—1770	34,2	27,6
1771—1780	33,0	28,9
1781—1790	31,9	27,9
1791—1800	33,3	25,3
1801—1810	30,8	28,2
1811—1820	33,3	25,8
1821—1830	34,6	23,6
1831—1840	31,5	22,8
1841—1850	31,1	20,6
1851—1860	32,8	21,7
1861—1870	31,4	20,2
1871—1880	30,5	18,3
1881—1890	29,0	16,9
1891—1900	27,1	16,3
1901—1910	25,8	14,9
1911—1920	22,1	14,3
1921—1925	19,1	12,0

\* Непрерывное почти, по десятилетиям, падение смертности установилось в Швеции с самого начала XIX века; рождаемость же колебалась то в сторону понижения, то в сторону повышения до 50-х годов XIX столетия, и лишь затем стала непрерывно падать.

\* Общий подъем благосостояния, повышение жизненного и культурного уровня широких масс

населения, ограничение и уменьшение эпидемий, развитие общественной гигиены и широких санитарных мероприятий, на ряду с успехами лечебной медицины,—являются, повидимому, главными факторами наблюдаемого падения смертности. Известная роль принадлежит, вероятно, и биологическим моментам в смысле отбора, развития иммунитета к некоторым заболеваниям и т. п.

\* Что касается причин падения рождаемости, то наиболее распространенным является в настоящее время воззрение, что главной ближайшей причиной прогрессирующего понижения рождаемости является ширящееся применение различных средств и способов против зачатия. Основные причины падения рождаемости—экономического и социально-психологического свойства. Понижение смертности, поведшее к крайне быстрому росту населения в XIX веке, послужило как бы толчком к падению рождаемости, создав массово-психологическое течение в пользу сознательного ограничения деторождений и регулирования размеров семьи. Материальное благосостояние широких народных масс в XIX веке улучшилось, и жизненный уровень повысился. Повышение культурности, сознательности и образованности вызвало вместе с тем в народных массах настойчивые стремления к дальнейшему повышению жизненного уровня. На ряду с этим, особенно во второй половине XIX века, все более давали себя знать свойственная капиталистическому строю усилившаяся конкуренция и беспощадная борьба за существование. Наличие большого числа детей ухудшала шансы удержаться на известном жизненном уровне и затрудняла борьбу за его повышение. Навстречу назревшей потребности ограничения деторождений шли простые и доступные способы достижения этой цели.

\* Элементами, способствовавшими социально-психологическому течению против неограниченного размножения, является также ширящееся за последние десятилетия вовлечение женщины в сферу наемного и профессионального труда и прогрессировавшее в течение XIX века сосредоточение населения в крупных городских центрах.

\* Профессиональный труд женщины вне семьи, крайне затрудняя деторождение, уход за ребенком и его воспитание, естественно, вел на путь уклонения от деторождения. Весьма показательными в этом отношении являются английские данные о весьма резких различиях брачной плодовитости текстильных рабочих и углекопов. За 1910—1912 гг. на 100 женатых в возрасте до 55 лет число рождений составляло у углекопов 23,0 и у текстильных рабочих 12,5. Обе категории рабочих в отношении высоты заработной платы, культурного уровня и т. п. мало отличаются друг от друга, и единственным существенным отличием здесь является широко распространенная фабричная работа среди жен текстильных рабочих, тогда как жены углекопов являются почти исключительно домашними хозяйками.

\* Приведенные факторы являются, понятно, не единственными в сложном процессе падения рождаемости. Здесь, однако, не представляется возможным подробно останавливаться на этом большом вопросе.

\* Как видно из табл. 88, мировая война вызвала в воевавших странах крайне резкий скачок рождаемости вниз, но и в нейтральных странах темп падения рождаемости за годы войны значительно ускорился. Первые послевоенные годы (1919 и 1921) характеризуются компенсаторным повышением рождаемости, сравнительно с военными годами; сравнительно же с ближайшими довоенными

годами рождаемость представляется почти везде пониженной. Наконец, за самые последние годы рождаемость вновь пошла стремительно вниз. Исключение здесь представляет Франция, где за последнее время падение рождаемости значительно замедлилось; характерно, что Франция, в довоенные годы неизменно занимавшая последнее место по величине рождаемости сравнительно с другими странами, в настоящее время не занимает уже такого исключительного положения, и рождаемость в Англии, Швеции и Швейцарии в настоящее время ниже, чем во Франции.

\* Приведенные в табл. 89 коэффициенты смертности для воевавших стран за 1914—1918 гг. относятся только к гражданскому населению. Мировая война в гораздо большей степени оказала влияние на брачность и рождаемость, чем на смертность населения (гражданского), не считая, понятно, громадных военных потерь. Смертность в воевавших странах хотя и повысилась, но в общем не слишком значительно и далеко не в той степени, как это можно было ожидать, принимая во внимание продолжительность войны, продовольственные затруднения и экономические нарушения. Факт этот свидетельствует, что большинство стран вступило в войну достаточно подготовленными в санитарном и экономическом отношении, с высокой сопротивляемостью населения, давшей ему возможность достаточно успешно противостоять различным вредным влияниям войны. За годы войны смертность существенно повысилась лишь в 1918 г., но повышение это было обусловлено не столько войной, сколько охватившей в этом году почти весь земной шар пандемией тяжелого гриппа. Смертность в 1918 г. была значительно повышена почти во всех странах; воевавшие государства пострадали в 1918 г. не в большей

степени, чем нейтральные, и смертность в некоторых нейтральных государствах в 1918 г. повысилась в большей степени, чем в воевавших. По окончании войны смертность всюду возобновила свой прерванный войной процесс понижения и в настоящее время в большинстве стран находится на уровне значительно более низком, чем довоенный; смертность во многих местностях достигла такого низкого уровня, что дальнейшему понижению поставлены уже весьма узкие границы.

\* Из табл. 90, представляющей эволюцию рождаемости и смертности в России, видно, что до войны и рождаемость и смертность в России понижались, хотя и в более медленном темпе, чем в западноевропейских странах. Отсутствие сколько-нибудь полных и надежных материалов за последующие годы войны и революции не дает возможности хотя бы приближенно точного определения степени изменений рождаемости и смертности за эти годы. Не подлежит только сомнению, что в связи с громадным развитием эпидемий, продовольственным кризисом и голодом, смертность в 1918—1921 гг. была резко повышена, а рождаемость понижена. Примерно, с 1923 г. рождаемость у нас установилась на уровне близком к довоенному, смертность же упала ниже довоенного уровня. Несмотря на значительное понижение за последние годы, смертность у нас, как видно из приведенных выше таблиц, все еще очень высока, сравнительно с западно-европейскими странами. Исключительно высока у нас, сравнительно с другими странами, и рождаемость.

\* Достаточно полные непрерывные данные о рождаемости и смертности за годы войны и революции имеются для Москвы и Ленинграда. Данные эти сопоставлены в следующей таблице и свидетельствуют о тех исключительно резких нарушениях,



которые наблюдались за эти годы. Обращает внимание и весьма значительное падение смертности в обоих городах начиная с 1923 г.

\* Табл. 92. Рождаемость и смертность в Москве и Ленинграде на 1.000 населения.

Г о д	М о с к в а		Л е н и н г р а д	
	Рождаемость	Смертность	Рождаемость	Смертность
1911 . .	31,2	26,5	29,2	21,3
1912 . .	33,5	24,4	27,6	22,6
1913 . .	32,2	24,7	26,4	21,4
1914 . .	31,0	23,2	25,0	21,5
1915 . .	26,9	24,0	22,5	22,8
1916 . .	22,9	23,0	19,1	23,2
1917 . .	19,6	23,7	18,7	22,9
1918 . .	14,7	29,8	17,3	46,7
1919 . .	17,3	45,4	13,7	77,1
1920 . .	21,4	36,2	21,8	50,6
1921 . .	30,6	25,5	34,4	31,0
1922 . .	25,6	28,9	25,3	28,8
1923 . .	30,1	14,0	29,2	16,0
1924 . .	29,3	15,3	25,9	16,1
1925 . .	31,0	13,4	27,8	14,6
1926 . .	30,1	13,8	27,8	14,4

\* Коэффициент естественного прироста. Коэффициент естественного прироста представляет разность между коэффициентами рождаемости

и смертности. В Москве, например, рождаемость на 1.000 населения составила в 1926 г. 30,1 и смертность 13,8; коэффициент естественного прироста  $= 30,1 - 13,8 = 16,3$  на 1.000 населения. Высота естественного прироста сама по себе не определяет благоприятного или неблагоприятного состояния данного населения с санитарной точки зрения, но при оценке величины естественного прироста всегда необходимо иметь в виду ту комбинацию рождаемости и смертности, результатом которой является данная величина естественного прироста. Естественный прирост может быть очень высок и в то же время не являться благоприятным показателем санитарного состояния населения, будучи результатом комбинации очень высокой рождаемости и высокой смертности, как это наблюдается, например, в СССР. Высокий естественный прирост представляет благоприятный показатель, если он является в результате умеренной рождаемости и низкой смертности, как это имеет место, например, в Голландии. Равным образом, и низкий прирост, с санитарной точки зрения, не всегда может считаться неблагоприятным признаком. Отрицательный естественный прирост, когда смертность превышает рождаемость,—представляет во всяком случае явление неблагоприятное.

\* До мировой войны, примерно до 1910 г., смертность в большинстве стран понижалась в более быстром темпе, чем рождаемость, в результате чего естественный прирост обнаруживал тенденцию к увеличению (см. выше, стр. 403). За самые последние годы перед войной, в особенности же после войны, падение рождаемости стало обгонять падение смертности, и естественный прирост стал почти везде понижаться (См. табл. 93).

\* В СССР естественный прирост населения крайне высок и в настоящее время выше довоенного; в Европейской России в 1909—1913 гг. естественный

\* Табл. 93. Коэффициенты естественного прироста. Естественный прирост на 1.000 населения.

	1901—1910 гг.	1911—1914 гг.	1922—1924 гг.	1925—1926 гг.
Англия и Уэльс . . . . .	11,8	10,1	7,5	5,7
Германия . . . . .	14,3	11,9	7,9	8,3
Франция . . . . .	1,2	0,3	2,0	1,3
Бельгия . . . . .	9,7	7,1	6,2	6,9
Голландия . . . . .	15,3	15,2	15,1	14,2
Дания . . . . .	14,4	13,2	10,7	9,8
Италия . . . . .	11,1	12,6	11,5	10,6
Норвегия . . . . .	13,1	12,3	10,9	9,0
Швейцария . . . . .	10,2	9,0	7,4	6,2
Швеция . . . . .	10,9	9,6	6,8	5,4

прирост составлял 15,9 на 1.000 населения, а в 1923—1925 гг. для той же части СССР, для которой имеются сведения (см. стр. 485), прирост был свыше 20 на 1.000.

Жизненный показатель. Проф. Пирль предложил недавно пользоваться для определения роста и развития населения отношением между числом родившихся и числом умерших, принимая число умерших равным 100. Величину эту Пирль называет «жизненным показателем» (vital index). В сельском населении Московской губернии,

например, в 1924 г. родилось 104.409 и умерло 51.047 человек; жизненный показатель  $= (104.409 \times \times 100) : 51.047 = 204,5$ .

\* Аналогичная величина для измерения темпа естественного роста населения была предложена у нас много лет тому назад (в начале 90-х годов) В. И. Покровским, при чем В. И. Покровский брал просто частное от деления числа родившихся на число умерших. Величину эту В. И. Покровский называл «коэффициентом живучести».

\* И «жизненный показатель» и «коэффициент живучести» представляют видоизмененную форму коэффициента естественного прироста; удобством этих показателей является, что при их определении нет надобности знать численность населения. При пользовании этими показателями в качестве мерил санитарного состояния населения следует иметь в виду все сказанное выше относительно коэффициентов естественного прироста.

---

---

## ГЛАВА ДЕСЯТАЯ.

### СПЕЦИАЛЬНЫЕ КОЭФИЦИЕНТЫ СМЕРТНОСТИ.

Общие коэффициенты смертности служат для сравнения смертности населения разных местностей или одной и той же местности за разные периоды времени, или для сравнения смертности разных групп и классов населения. Сравнения эти допустимы и могут привести к обоснованным суждениям о сравнительной жизненной силе и санитарном состоянии только при условии однородного возрастного состава сравниваемых групп населения.

\* Общий коэффициент смертности представляет упрощенную среднюю величину, с одной стороны, из разнообразных внешних влияний, обуславливающих тот или иной характер смертности и, с другой, из биологических причин, кроющихся в самом составе населения, из которых наиболее могущественным, постоянным и определенным в отношении влияния на смертность является возраст. Человек в различные периоды жизни обладает различной силой сопротивляемости по отношению к смерти, с особой легкостью уносящей неокрепшие, слабые детские организмы, с одной стороны, и разрушающиеся старческие, с другой. Таким образом

население, в котором численно преобладают физиологически менее жизнестойкие возрастные группы детей и стариков, при равных санитарных и социальных условиях, всегда даст более высокий коэффициент смертности, чем население с преобладанием лиц жизнестойкого юношеского и рабочего возраста. Среди земледельческого населения, например, с примитивной культурой, где число детей очень велико, общий коэффициент смертности может быть велик, сравнительно с коэффициентом промышленного населения с возрастным составом городского типа, но это не дает право на заключение о существовании в первом случае каких-либо особо неблагоприятных санитарных и иных условий, вызывающих повышенную смертность.

\* Определенное суждение о характере и особенностях смертности, жизненной силе населения, санитарном состоянии страны и благополучии ее или неблагополучии, сравнительно с другими странами, можно вывести только путем изучения отдельно смертности каждой возрастной группы, путем построения специальных повозрастных коэффициентов смертности.

Специальные коэффициенты смертности. Коэффициенты носят название специальных, когда они определяются не для всей массы населения в целом, но для отдельных групп, выделенных по тем или иным признакам. Кроме повозрастных специальных коэффициентов смертности, мы можем определить специальные коэффициенты отдельно для мужского и женского пола, для отдельных народностей, для групп различного семейного состояния, различного социального положения и занятия и т. п. Во всех этих случаях

мы определяем коэффициенты, приводя в соотношения числа умерших, распределенных по тем или иным признакам, с аналогично распределенными числами населения. Специальные коэффициенты можно определять не только в отношении какого-либо одного признака (пола, возраста, занятия и т. п.), но и в отношении комбинированного ряда признаков; можно, например, вычислять коэффициенты смертности для женатых мужчин-плотников в возрасте 35 — 40 лет, для вдовых портных 50—55 лет русской народности, получающих заработную плату 50 рублей в месяц, и т. п. Такое комбинирование признаков во многих случаях является необходимым, чтобы определить в чистом виде влияние какого-либо изучаемого фактора на смертность. В частности почти всегда необходима комбинация с возрастом.

Можно определять специальные коэффициенты смертности от отдельных причин смерти — от туберкулеза, рака, скарлатины и т. п., — комбинируя отдельные причины смерти с разными признаками (пол, возраст, занятие, национальность и т. п.).

Специальные коэффициенты находят широкое применение не только при измерениях смертности, но и при измерениях заболеваемости, рождаемости, брачности.

Специальные коэффициенты в некоторых случаях целесообразно вычислять не по отношению к населению, а к иным элементам, в целях получения более правильных и сравнимых мер. Так, например, специальные коэффициенты частоты и тяжести профессиональных несчастных случаев следует определять отношением числа несчастных случаев к числу часов работы, и для тяжести несчастных случаев — отношением числа потерянных часов работы к числу часов работы.

Уяснение значения специальных коэффициентов и умение правильно их построить, в частности же ясное осознание громадной роли возраста при всех построениях и измерениях в области демографической и санитарной статистики, — представляет ключ к пониманию и усвоению этой научной области.

Техника построения специальных коэффициентов. Построение специальных коэффициентов аналогично построению общих коэффициентов, с той лишь разницей, что в знаменателе берется не общее количество населения, а та его часть, смертность которой мы имеем в виду измерить.

В следующей таблице 94 приведено вычисление повозрастных коэффициентов смертности населения Москвы за 1923 г. (См. табл. 94).

\* Для вычисления специального коэффициента для возраста 0—4 лет следует разделить число умерших этого возраста (10.018) на число населения этого же возраста (119.200), принятое равным 1.000; в данном случае имеем  $(10.018 \times 1.000) : 119.200 = 84,0$  на 1.000. Для возраста 5—9 лет коэффициент равняется  $(572 \times 1.000) : 98.370 = 5,8$  и т. д. При делении общего количества умерших на все население получается общий коэффициент смертности  $(22.677 \times 1.000) : 1.542.874 = 14,7$ . Следует отметить, что этот общий коэффициент смертности незначительно отличается от общего коэффициента смертности, приведенного выше в табл. 92. Объясняется это тем, что при вычислении коэффициентов в табл. 92 население было перечислено к середине года, в таблице же 94 взято просто население по переписи 15 марта 1923 г., без перечисления численности отдельных возрастных групп к середине года.



\* Таблица 94. Повозрастная смертность в Москве в 1923 г.

В о з р а с т	Население по переписи 15 марта 1923 г.	Число умерших в 1923 г.	Число умерших на 1 000 населения данного возраста
0—4 лет . . . . .	119.200	10.018	84,0
5—9 » . . . . .	98.370	572	5,8
10—14 » . . . . .	132.298	408	3,1
15—19 » . . . . .	146.966	530	3,6
20—29 » . . . . .	426.149	1.924	4,5
30—39 » . . . . .	268.695	1.808	6,7
40—49 » . . . . .	176.886	2.046	11,6
50—59 » . . . . .	105.338	1.981	18,8
60 и выше . . . . .	66 672	2.950	44,3
Неизвестн. возраста	2 300	440	—
Итого . . .	1.542 874	22.677	14,7

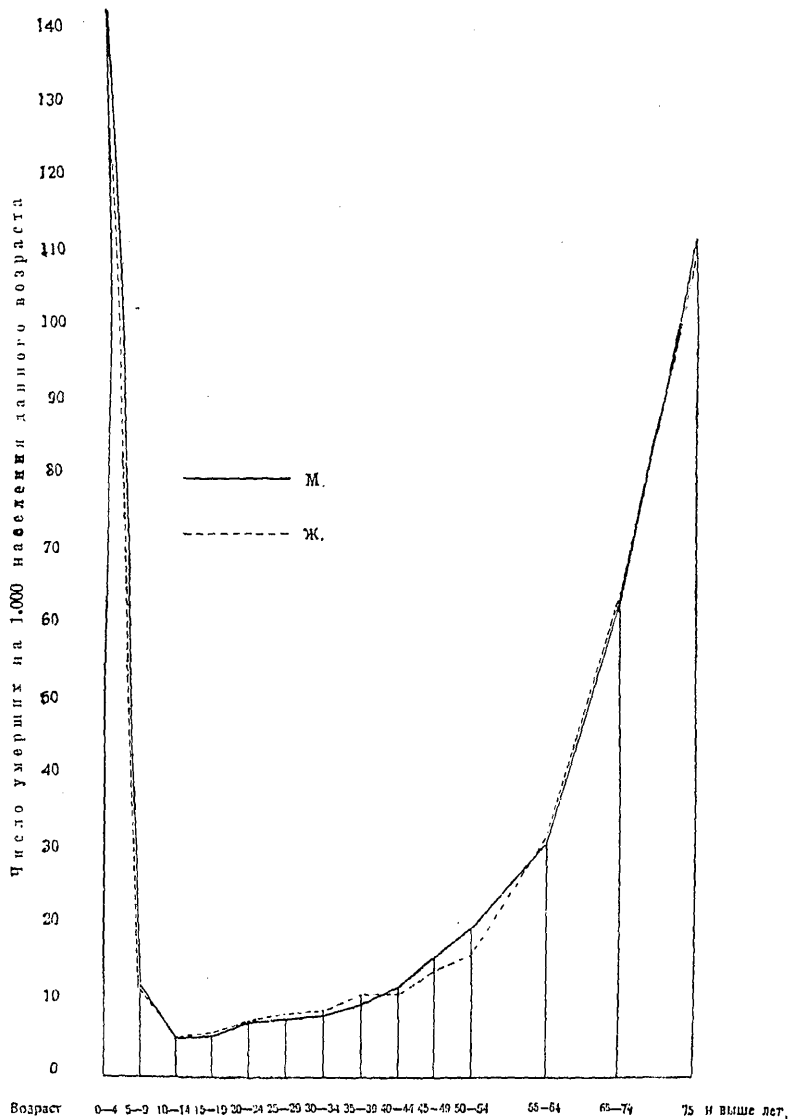
\* Повозрастные коэффициенты смертности. Из табл. 94 усматриваются те крайне резкие различия, какие существуют в отношении величин смертности для отдельных возрастов; смертность, например, в возрасте 10—14 лет почти в 30 раз ниже, чем в возрасте 0—4 лет и в 15 раз ниже, чем в возрасте выше 60 лет. Если взять более мелкие возрастные деления, то различия получатся еще более значительные; смертность, например, в возрасте 0—1 года и в возрасте выше 80 лет выше смертности в возрасте 10—14 лет в 50—60 раз.

\* Для характеристики повозрастной смертности отдельно для каждого пола в табл. 95 сопоставлены повозрастные коэффициенты смертности населения Европейской России за 2 года, примыкающих к переписи 1897 г.

\* Таблица 95. Повозрастная смертность населения Европейской России 1896—1897 г.

В о з р а с т	Число умерших на 1.000 населения данного возраста и пола		
	Мужчин	Женщин	Оба пола
0—4 лет . . . . .	142,0	123,1	132,1
5—9 » . . . . .	13,0	12,7	12,9
10—14 » . . . . .	5,4	5,5	5,4
15—19 » . . . . .	5,6	6,0	5,8
20—24 » . . . . .	7,4	7,6	7,5
25—29 » . . . . .	7,8	8,5	8,1
30—34 » . . . . .	8,4	9,0	8,7
35—39 » . . . . .	9,8	10,7	10,3
40—44 » . . . . .	12,3	11,2	11,8
45—49 » . . . . .	16,4	14,9	15,6
50—54 » . . . . .	20,2	17,0	18,5
55—59 » . . . . .	28,8	30,1	29,4
60—64 » . . . . .	35,0	33,9	34,4
65—74 » . . . . .	64,0	64,8	64,5
75 и выше . . . . .	111,6	111,3	111,4
Все население	34,1	30,6	32,3

Приведенные данные представлены на чертеже 33.



Черт. 33. Повозрастная смертность в Европ. России за 1896/97 гг.

\* Смертность в последовательных возрастах, как видно из табл. 95 и чертежа 33, представляет у обоих полов характерные закономерности. Крайне высокая при рождении, смертность круто понижается в течение первых лет жизни до минимума, приходящегося на возраст 12—14 лет; после возраста с минимальной смертностью, смертность начинает повышаться сперва медленно, а затем в более быстром темпе, и это повышение продолжается до предела человеческой жизни.

\* Соотношения повозрастной смертности обоих полов выражаются в России более высокой смертностью мужского пола в детском возрасте до 10 лет и в пожилом рабочем возрасте после 40 лет; в возрастных группах 10—40 лет женская смертность у нас несколько выше мужской. В старческом возрасте мужская и женская смертность почти одинаковы. Причины различий высоты мужской и женской смертности различны для различных возрастов. Высокая смертность мальчиков в раннем детском возрасте представляет биолого-физиологическое явление и, как таковое, наблюдается всюду; что же касается смертности в юношеском и рабочем возрасте, то здесь различия мужской и женской смертности обуславливаются преимущественно причинами социально-экономического порядка, в частности большей или меньшей урбанизацией и индустриализацией данного населения. В промышленных странах и городах смертность мужчин в рабочем возрасте обычно значительно превышает смертность женщин; в земледельческих же странах и среди сельского населения женская смертность в молодом рабочем возрасте обычно несколько выше мужской смертности.

Приведенные в табл. 95 данные для России и характеризуют соотношения, свойственные преимущественно земледельческому сельскому населению,

\*Повозрастная смертность городского и сельского населения. Определенная отдельно для городского и сельского населения, повозрастная мужская и женская смертность представляет существенные отличия.

\*Таблица 96. Повозрастная смертность городского и сельского населения Европейской России 1896—1897 гг.

В о з р а с т	Число умерших на 1.000 населения данного пола и возраста					
	Города			Сельские местности		
	Муж.	Жен.	Оба пола	Муж.	Жен.	Оба пола
0—4 лет . . . . .	146,8	127,1	137,0	141,5	122,7	132,1
5—9 » . . . . .	12,3	11,2	11,7	13,1	11,9	13,0
10—14 » . . . . .	5,3	4,9	5,1	5,4	5,6	5,5
15—19 » . . . . .	6,2	5,4	5,8	5,5	6,1	5,8
20—24 » . . . . .	6,4	7,5	6,8	7,8	7,7	7,7
25—29 » . . . . .	9,4	8,8	9,1	7,3	8,5	8,0
30—34 » . . . . .	11,5	9,8	10,7	7,7	8,8	8,3
35—39 » . . . . .	15,0	11,3	13,3	8,9	10,6	9,7
40—44 » . . . . .	18,7	12,2	15,6	11,2	11,1	11,1
45—49 » . . . . .	23,5	15,7	19,7	15,2	14,8	15,0
50—54 » . . . . .	28,7	17,5	22,7	19,0	16,9	17,9
55—59 » . . . . .	39,3	27,0	32,8	27,4	30,5	28,9
60—64 » . . . . .	47,6	32,1	38,8	33,4	34,1	33,8
65—74 » . . . . .	75,0	58,7	65,5	62,7	65,8	64,3
75 и выше . . . . .	145,3	129,5	135,8	108,1	108,3	108,2
Все население	28,9	27,4	28,3	34,9	31,1	32,9

\* Из таблицы видно, что в городах, в противоположность сельскому населению, мужская смертность значительно превышает женскую во всех возрастных группах за единственным исключением возраста 20—24 лет. Вместе с тем смертность в городах в преобладающем большинстве возрастных групп выше смертности сельского населения, при чем это превышение городской смертности особенно резко выражено для мужского пола. Что касается мужской смертности в возрасте 20—24 лет, повышенной в сельском населении и пониженной в городах, то явление это, повидимому, стоит в связи с тем отбором населения, который происходит в этом возрасте, при чем для русских городов за взятый период времени особенное значение имела обязательная воинская повинность с преимущественным расквартированием войск в городах и широко практиковавшимся в войсках увольнением от воинской повинности на родину хронических больных, туберкулезных и т. п.

\* Причинами высокой смертности мужского городского населения в рабочем возрасте является, особенно, преобладание в городах более вредных и неблагоприятных для здоровья занятий, чем в деревне, где преимущественное занятие сельского населения,—земледелие,—является одной из самых здоровых профессий. Известную роль в повышенной городской смертности мужчин играет и алкоголизм. Женщины в городах подвергаются этим вредным влияниям городской жизни в меньшей степени. С другой стороны, повышенная в молодом рабочем возрасте женская смертность в деревне может быть объяснена тем, что в деревне женщина трудится наравне с мужчиной, при чем труд этот, в связи с деторождением, сопряжен для женщин с большим вредом, чем для мужчин.

\* Приведенные данные о смертности городского и сельского населения представляют наглядный пример недостаточности и ненадежности общего коэффициента смертности для оценки здоровья и санитарного состояния населения. Общий коэффициент смертности составлял в русских городах за взятые годы 28,3 на 1.000 населения и для сельского населения 32,9, между тем как смертность почти во всех отдельных возрастных группах была в городах выше. Это кажущееся противоречие объясняется значительными различиями возрастного состава обеих групп населения, с преобладанием в городах физиологически наиболее жизнестойких возрастных групп юношеского и молодого рабочего возраста и, наоборот, обилием детей и стариков среди сельского населения.

\* Послереволюционных данных о повозрастной смертности у нас в Союзе не имеется. Для некоторой характеристики современного положения в табл. 97 приведены повозрастные коэффициенты смертности отдельно для мужского и женского пола в Москве и Ленинграде за 1923 г. (год переписи). (См. табл. 97 на стр. 508).

\* Свойственные городскому населению соотношения мужской и женской смертности, в смысле превышения во всех почти возрастных группах смертности мужчин, остались и в Москве и в Ленинграде те же, что и раньше. Обращает внимание, что, за исключением возраста 0—4 лет, смертность в большинстве возрастных групп и у мужчин, и у женщин в Ленинграде выше, чем в Москве.

\* Изменения повозрастных коэффициентов смертности во времени. Общие коэффициенты смертности, как было выше отмечено,

\* Таблица 97. Повозрастная смертность в Москве и Ленинграде 1923 г.

В о з р а с т	Число умерших на 1.000 населения данного пола и возраста					
	Москва			Ленинград		
	Муж.	Жен.	Оба пола	Муж.	Жен.	Оба пола
0—4 лет . . . . .	89,9	78,0	84,0	80,3	69,3	74,9
5—9 » . . . . .	5,9	5,8	5,8	6,1	5,7	5,9
10—14 » . . . . .	3,6	2,6	3,1	4,1	2,8	3,4
15—19 » . . . . .	4,0	3,2	3,6	6,0	4,6	5,3
20—29 » . . . . .	4,5	4,5	4,5	9,2	6,1	7,6
30—39 » . . . . .	7,1	6,3	6,7	10,3	6,8	8,5
40—49 » . . . . .	14,1	8,8	11,6	18,5	8,6	13,4
50—59 » . . . . .	23,3	15,1	18,8	33,0	17,3	24,0
60 и выше . . . . .	55,5	39,3	44,3	64,3	45,7	50,9
Все население	15,6	13,8	14,7	18,8	14,1	16,3

во всех почти странах с течением времени понизились и продолжают понижаться. Представляется существенно важным установить, как изменились и изменяются с течением времени повозрастные коэффициенты.

\* Для иллюстрации этих изменений в табл. 98 сопоставлены за отдельные периоды времени повозрастные коэффициенты смертности для Швеции, единственной страны, располагающей надежными данными почти за 200 лет.



\* Табл. 98. Повозрастная смертность в Швеции.

Число умерших на 1.000 населения данного пола и возраста.

Возраст	1756—1765 гг.		1836—1845 гг.		1908—1913 гг.	
	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.
0—4 . . . . .	94,3	86,1	66,7	57,1	25,4	21,5
5—14 . . . . .	9,8	9,1	6,2	5,7	2,9	3,0
15—24 . . . . .	8,0	6,8	5,9	5,3	5,2	4,7
25—34 . . . . .	11,8	11,0	10,0	7,8	5,9	6,5
35—44 . . . . .	16,3	13,5	15,2	11,2	7,0	6,6
45—54 . . . . .	25,3	18,1	22,5	15,6	10,8	8,7
55—64 . . . . .	39,9	32,5	39,3	29,9	20,0	16,0
65—74 . . . . .	73,2	67,5	80,4	68,2	44,9	38,8
75—84 . . . . .	143,8	138,8	172,4	151,8	110,1	101,3
85 и выше . . .	357,0	299,7	352,1	294,9	256,3	235,0
Все население .	29,5	27,3	22,7	20,3	14,3	13,8

\* Смертность в Швеции в 1908—1913 гг. понизилась у обоих полов во всех без исключения возрастных группах, при чем наиболее значительно (в 3 раза с лишком) в детском возрасте до 15 лет. В старческом возрасте, выше 65 лет, смертность за время с 1756—1765 гг. до 1836—1845 гг. не только не упала, но повысилась; за более новое время к 1908—1913 гг. понижение смертности и в старческом возрасте было весьма значительным.

\* Для характеристики изменений повозрастной смертности у нас за последние годы, сравнительно с довоенными, в табл. 99 и 100 сопоставлены соответствующие величины для Москвы и Ленинграда.

\* Табл. 99. Повозрастная смертность в Москве 1907—1910 и 1923 гг.

Число умерших на 1.000 населения данного пола и возраста.

Возраст	1907—1910 гг.		1923 г.		Принимая коэффициент 1907—1910 г. = 100, коэффициент 1923 г. составляет	
	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.
0—4 . . .	141,2	119,6	89,9	78,0	64	65
5—9 . . .	9,3	8,1	5,9	5,8	63	72
10—14 . . .	4,1	3,7	3,6	2,6	88	70
15—19 . . .	3,9	4,1	4,0	3,2	103	78
20—29 . .	7,1	6,1	4,5	4,5	63	74
30—39 . . .	13,8	8,6	7,1	6,3	51	73
40—49 . . .	25,0	14,3	14,1	8,8	56	62
50—59 . . .	46,2	24,1	23,3	15,1	50	63
60 и выше .	93,7	68,9	55,5	39,3	59	57
Все населен.	25,6	25,3	15,6	13,8	61	55

\* Смертность в отдельных возрастных группах понизилась в 1923 г. сравнительно с довоенной в большей степени в Москве, чем в Ленинграде. И в Москве, и в Ленинграде наибольшее понижение отмечается для раннего детского возраста и

для рабочего возраста выше 30 лет; в возрастных группах от 10 до 30 лет наблюдается наименьшее понижение, при чем в Ленинграде смертность в возрасте 20—29 лет у обоих полов и в Москве в возрасте 15—19 у мужчин была выше довоенной.

Смертность в рабочем возрасте в Москве понизилась у мужчин в большей степени, чем у женщин, в Ленинграде же определенной разницы в этом отношении не усматривается.

\* Табл. 100. Повозрастная смертность в Ленинграде 1910—1911 и 1923 гг.

Число умерших на 1.000 населения данного пола и возраста.

Возраст	1910—1911 гг.		1923 г.		Принимая коэффициент 1910—1911 г. = 100, коэффициент 1923 г. составляет	
	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.
0—4 . . .	123,4	105,4	80,3	69,3	65	66
5—9 . . .	7,1	6,6	6,1	5,7	86	86
10—14 . . .	4,1	3,6	4,1	2,8	100	78
15—19 . . .	6,5	4,6	6,0	4,6	92	100
20—29 . . .	9,1	6,0	9,2	6,1	101	102
30—39 . . .	13,5	8,4	10,3	6,8	76	81
40—49 . . .	24,7	12,8	18,5	8,6	75	67
50—59 . . .	44,5	21,6	33,0	17,3	74	80
60 и выше	87,3	64,9	64,3	45,7	74	70
Все населен.	24,9	21,4	18,8	14,1	76	66

Влияние семейного состояния на смертность. Влияние семейного состояния на смертность очень значительно. В возрасте, например, 20—50 лет смертность холостых слишком в два раза выше смертности женатых; на смертности женщин влияние семейного состояния выражено в гораздо меньшей степени, при чем в молодом возрасте 20—30 лет смертность замужних даже превышает смертность незамужних.

\* В Ленинграде, например, соотношения величин смертности по отдельным категориям семейного состояния, по довоенным данным, представляются в следующем виде:

\* Табл. 101. Влияние семейного состояния на смертность в Ленинграде.

Число умерших на 1.000 населения данного возраста и семейного состояния.

Возраст	Мужчины			Женщины		
	Холостые	Женатые	Вдовцы	Девушки	Замужние	Вдовы
21—30 . . . . .	5,7	3,4	3,5	4,4	5,5	4,4
31—40 . . . . .	17,0	7,4	13,2	7,1	6,9	6,4
41—50 . . . . .	32,0	14,0	23,7	10,4	10,3	10,7
51—60 . . . . .	49,4	24,6	34,8	18,1	16,9	18,8
61—70 . . . . .	91,1	45,7	55,9	36,1	36,7	37,8
71 и выше . . . . .	131,0	91,0	124,1	95,5	115,9	100,2

\* Причины, обуславливающие различия в смертности населения по отдельным категориям семейного состояния, сложного характера. Наиболее

существенное значение здесь, повидимому, имеет брачное состояние само по себе, создающее более благоприятные условия для продолжительности жизни, чем состояние внебрачное, и способствующее более правильному и упорядоченному образу жизни, без свойственных внебрачному состоянию эксцессов и излишеств (алкоголизм, сифилис и пр.).

\* Меньшую смертность женатых объясняют также влиянием отбора, т.е. тем, что в брак вступают преимущественно более здоровые; больные же, слабосильные, вырождающиеся и пр. остаются чаще холостыми. Момент отбора, несомненно, имеет значение, но не такое исключительное, какое ему иногда придают. В частности против исключительного значения отбора говорит повышенная смертность вдовцов.

\* Высокую смертность холостых объясняют также тем, что в брак вступают преимущественно более зажиточные, бедные же чаще остаются холостыми; иными словами, влияние семейного состояния на продолжительность жизни является лишь отражением влияния различной степени благосостояния. Взгляд этот не находит подтверждения в статистических данных, показывающих, что брачность бедных классов населения не ниже, а скорее выше брачности зажиточных. Едва ли имеется также основание признавать средний достаток женатых более высоким, чем холостых, особенно среди рабочих классов населения.

\* Отмеченная выше высокая сравнительно смертность молодых замужних женщин может быть поставлена в связь с неблагоприятным влиянием, оказываемым на здоровье и жизненность молодых женщин вступлением в половую жизнь и деторождением. Это неблагоприятное влияние выражено тем сильнее, чем моложе возраст замужних,

как видно из следующей, относящейся к Ленинграду же таблички, в которой девицы и замужние распределены по пятилетним группам.

\* Число умерших из 1.000 населения данного возраста и семейного состояния.

Возраст	Замужние	Девицы
16—20 . . . . .	6,4	3,7
21—25 . . . . .	5,7	4,4
26—30 . . . . .	5,3	4,5

\* Необходимо отметить, что изучение влияния семейного состояния на смертность должно обязательно производиться путем построения специальных коэффициентов, с дифференциацией населения и умерших не только по семейному состоянию, но и по возрасту, в виду резких различий возрастного состава населения по отдельным категориям семейного состояния.

Влияние расы и национальности на смертность. Влияние расы и национальности на смертность трудно в общем отграничить от влияния социально-экономических и санитарных условий, в которых живут те или другие народности. В качестве примера резких различий в высоте смертности отдельных народностей могут служить, с одной стороны, негры в Соединенных Штатах, смертность которых значительно превышает смертность белого населения, а, с другой стороны, евреи, смертность которых везде значительно ниже смертности окружающего населения.

Табл. 102. Повозрастная смертность негров и белого населения Соединенных Штатов 1900 г.

Число умерших на 1.000 населения данного возраста.

В о з р а с т	Н е г р ы	Белое население
0—4 . . . . .	106,4	49,1
5—9 . . . . .	8,9	4,5
10—14 . . . . .	9,0	2,9
15—19 . . . . .	11,4	4,7
20—24 . . . . .	11,6	6,8
25—31 . . . . .	12,2	8,2
35—44 . . . . .	15,0	9,6
45—54 . . . . .	24,5	12,7
55—64 . . . . .	42,5	22,6
65—74 . . . . .	69,5	50,4
75 и выше . . . . .	143,3	138,5
Все население . . . . .	25,0	16,5

\* В качестве примера пониженной смертности еврейского населения, приводим данные для Ленинграда за 1922—1924 гг. (см. табл. 103 на стр. 515).

\* Влияние социально - экономических условий на смертность. Социально-экономические условия оказывают, несомненно, громадное влияние на смертность и продолжительность жизни. Необходимо иметь в виду, что понятие «социально - экономические условия» включает,

\* Табл. 103. Повозрастная смертность еврейского населения Ленинграда в 1922—1924 гг.

Число умерших на 1.000 населения данного пола и возраста.

В о з р а с т	Е в р е и		Н е е в р е и	
	Муж.	Жен.	Муж.	Жен.
0—4 . . . . .	29,8	26,6	107,5	94,1
5—9 . . . . .	6,3	3,3	10,2	9,1
10—14 . . . . .	2,2	2,2	5,7	4,3
15—19 . . . . .	4,5	3,4	9,0	5,5
20—29 . . . . .	4,8	2,9	11,8	7,1
30—39 . . . . .	6,9	5,4	13,2	8,3
40—49 . . . . .	13,6	6,7	22,0	11,0
50—59 . . . . .	26,8	19,3	37,1	19,5
60—69 . . . . .	57,7	34,1	64,5	36,8
70 и выше . . . . .	118,4	102,1	127,9	87,6
Все население. . .	12,7	9,4	24,1	17,6

в смысле влияния на смертность и заболеваемость, ряд разнообразных факторов, из которых каждый имеет, вероятно, самостоятельное специфическое значение в своем влиянии на смертность и заболеваемость вообще, и на отдельные болезни и причины смерти в частности. Сюда относятся различия в роде занятий, с преобладанием более тяжелых и вредных занятий у бедных классов, различия в жилищных условиях, различия в питании, в уходе и лечении в случае болезни, различия



в степени культурности и мерах личной гигиены и профилактики и т. д. При всем интересе и значении изучения влияния на здоровье каждого из этих условий в отдельности, на массовом статистическом материале это пока не представляется возможным, в виду переплетенности, сложности и взаимодействия всех указанных факторов. Массовые статистические данные дают лишь некоторую, и то весьма ограниченную, возможность исследования влияния на здоровье общей совокупности удовлетворительных и неудовлетворительных социально-экономических условий.

\* При массовом статистическом изучении влияния экономических условий или степени благосостояния на заболеваемость и смертность, пользуются двумя методами—прямым и косвенным. При прямом способе умершие или заболевшие дифференцируются по прямым признакам благосостояния (например, по данным о размерах уплачиваемого подоходного налога) и сопоставляются с одинаково дифференцированными массами населения. Способ этот, в виду трудности получения необходимых данных, применяется редко. Более употребителен второй способ, косвенный, при котором население и умершие, распределяются по косвенным признакам благосостояния, например, по положению в производстве (рабочие, служащие и хозяева), или, чаще, территориально по степени преобладания в сравниваемых территориях (например, различных административных участках города) населения большей или меньшей степени благосостояния, при чем распределение производится на основании ряда косвенных признаков зажиточности, как, например, количества личной прислуги, среднего числа жителей на комнату или квартиру, средней квартирной платы, процентного соотношения рабочих и хозяев, живущих на

сравниваемых территориях и т. п. При всех построениях как при прямом, так и при косвенном способе, необходимо пользоваться повозрастными или стандартизованными, а не общими коэффициентами смертности, в виду различий возрастного состава различных групп населения различной степени зажиточности.

\* Для примера в табл. 104 приведены стандартизованные коэффициенты смертности в различных районах Ленинграда за 1909 — 1912 гг., при чем районы эти образованы из 48 административных участков б. Петербурга по совокупности ряда указанных в таблице косвенных признаков благосостояния (по материалам петербургской переписи населения, домов и квартир, бывшей в декабре 1910 г.).

\* Табл. 104. Влияние социально-экономических условий на смертность.

Петербург 1909 — 1912 гг.

Группы участков.	% хозяйств и административных среди самодеятельного промыслового населения.	Число личной прислуги на 100 самодеятельных.	Среднее число жителей на одну комнату.	Средняя годовая плата за квартиру в рублях.	Стандартизованный коэффициент смертности.
I гр.	25,8	34,7	1,50	933	12,6
II »	24,6	29,9	1,57	745	14,3
III »	21,2	19,9	2,06	536	18,3
IV »	16,7	13,2	2,26	430	19,9
V »	12,8	8,9	2,64	353	21,9
VI »	10,7	5,4	2,91	213	24,5
VII »	8,2	4,0	3,30	190	27,2

\* По мере уменьшения процента хозяев и администрации, живущих в данной группе участков, уменьшения относительного количества личной прислуги, уменьшения средней платы за квартиру и по мере увеличения среднего числа жильцов на одну комнату, т.-е. по мере перехода от групп участков с преобладанием более зажиточного населения к группам участков с преобладанием бедного населения, смертность непрерывно возрастает и в наиболее бедной группе в  $2\frac{1}{2}$  раза выше, чем в наиболее зажиточной группе.

За границей, в частности в Соединенных Штатах, за последнее время для изучения влияния экономических условий на состояние здоровья перешли к индивидуальному обследованию отдельных групп населения, более или менее однородных по условиям рода занятий и быта, но различающихся по степени достатка, поскольку он выражается заработной платой. В табл. 105 приведены вкратце данные такого, произведенного недавно в Соединенных Штатах, обследования под руководством Уоррена и Сиденстрикера. Обследованы были три группы рабочих-швейников с различной средней заработной платой. (См. табл. 105 на стр. 519).

\* Влияние рода занятий на смертность. Для изучения влияния рода занятий на смертность необходимо сопоставлять числа умерших, распределенных по профессиям и, обязательно, по возрасту, с аналогично распределенными числами населения. Полученные специальные коэффициенты представляют фактические данные о величине смертности лиц данной профессии. Однако, делать отсюда выводы о причинных зависимостях между данным занятием и высотой

Табл. 105. Заработная плата и состояние здоровья. Рабочие швейники. Соединенные Штаты.

	Средняя годовая заработная плата главы семьи.		
	382 дол- лара.	577 дол. ларов.	866 дол- ларов.
Число лиц . . . . .	381	581	462
Среднее число лиц на одну семью . . . . .	5,36	5,38	4,88
Среднее число родившихся детей на одну семью . .	3,78	3,34	2,75
Среднее число находящихся в живых детей на одну семью . . . . .	2,99	2,78	2,43
Среднее число умерших детей на одну семью . . . .	0,78	0,56	0,32
Число умерших грудных детей на 100 родившихся .	20,7	16,7	11,7
Процент рабочих, женатых мужчин, с неудовлетворительным питанием . .	25,0	15,0	12,7
Средний процент гемоглобина по Тальквисту	85,9	87,0	87,4
Процент лиц с содержанием гемоглобина менее 80% .	9,9	5,7	4,4
Процент рабочих, глав семьи с признаками туберкулеза . . . . .	5,6	5,3	0,4

смертности необходимо с величайшей осторожностью.

\* Величина смертности лиц, составляющих ту или иную совокупность, зависит от двух факторов — от конституции этих лиц и от ряда внешних:

условий, в числе которых одним из слагаемых входит и род занятий. Как ни желательно определение меры прямого влияния на смертность одной только профессии,—меры, которая отражала бы только ту смертность, которая находится в причинной зависимости от данного рода занятий,—это пока на массовом статистическом материале невыполнимо: хотя род занятий сам по себе отчасти определяет другие внешние условия жизни, — заработную плату, квартирные условия, питание и т. п., но было бы понятно, неправильным относить только за счет профессиональных вредностей повышенную смертность той или иной профессиональной группы, находящейся в неудовлетворительных экономических условиях, с низкой, сравнительно с другими группами, заработной платой и т. п.

\* Что касается влияния на смертность физической конституции составляющих данную совокупность лиц, то здесь необходимо особенно иметь в виду те различия, которые являются результатом естественного отбора, регулирующего в этом отношении состав групп. Самый выбор известной профессии во многих случаях определяется состоянием физического здоровья человека. Естественно, что занятия, требующие большей физической силы и выносливости, как занятия кузнецов, молотобойцев, горнорабочих, грузчиков и т. п., избираются по преимуществу лицами с большим запасом физической силы и уровнем здоровья выше среднего, и, с другой стороны, лица, от природы слабые, болезненные, избирают профессии, не требующие затраты физической энергии. Благодаря этому, влияние известных занятий на организм может в значительной мере скрадываться; лица, сильные физически, в профессиях, требующих большой затраты сил, могут дольше противостоять

вредному влиянию этих профессий и давать низкую смертность, несоответствующую вредности профессии; наоборот, профессии с подбором лиц слабых и болезненных могут давать высокую смертность при относительной безвредности данного занятия. Благодаря такому естественному экономическому и профессиональному отбору смертность в отдельных профессиях находится под сильным влиянием состояния здоровья и физических качеств лиц данной профессии, вне зависимости от самой профессиональной деятельности. К этой категории подходят и профессии, для допущения к занятию которыми производится предварительное медицинское освидетельствование, при чем лица, физически слабые, болезненные, устраняются; сюда относятся, например, все виды железнодорожной службы—машинисты, кочегары, стрелочники, кондуктора и т. п. Указанным обстоятельством в значительной мере объясняется обычно наблюдаемая низкая смертность представителей этих профессий.

\* Различие физических сил организма отдельных лиц и самые различия степени тяжести и вредности отдельных профессий создают и дальнейшие трудности для числового выражения влияния, оказываемого известным занятием на смертность. Несоответствие между физической конституцией и требованиями, предъявляемыми профессией к физической силе занятых в ней лиц, ведут к смене профессий, к уходу из одних более тяжелых профессий и переходу в другие, более легкие. Смена профессий представляет вообще, и помимо указанных причин, частое явление; между тем умершие по необходимости регистрируются по той профессии, которой они занимались перед смертью, хотя может быть, преждевременная смерть в том или другом случае является результатом занятия предыдущей, вредной для здоровья профессией.

\* При всех указанных оговорках, изучение хотя бы чисто фактических данных о профессиональной смертности, не предрешая вопроса о причинных зависимостях, представляет высокий интерес.

\* Систематическое, исчерпывающее и регулярное изучение профессиональной смертности населения всей страны производится только в Англии, и английские данные обычно и цитируются во всех ходячих учебниках и руководствах по санитарной статистике и по профессиональной гигиене. Исследования ведутся в Англии с 1861 г. каждые 10 лет применительно к переписям населения; при этом данные об умерших берутся за 3 ближайшие к переписи года, — самый год переписи, предыдущий и последующий. Последние данные, относящиеся к 1910—1912 гг., опубликованы в 1922 г.

\* Английские данные по профессиональной смертности стоят на значительной высоте как в отношении богатства материала, так и по безукоризненной статистической методике. Знакомство хотя бы с основными данными английской статистики профессиональной смертности необходимо всякому занимающемуся статистикой вообще и статистикой труда и санитарной статистикой в частности. На русском языке подробный реферат английских материалов за 1900—1902 гг. был помещен в журнале «Вестник общественной гигиены» за 1909 г., а материалов за 1910—1912 гг. — в журнале «Гигиена труда» за 1925 г.

Влияние возрастного состава населения на общий коэффициент смертности. Как многократно отмечалось, общие коэффициенты смертности отдельных групп населения могут различаться не только вследствие различий смертности, свойственной этим группам, но и вследствие

различий возрастного состава сравниваемых групп. Это видно из следующего простого примера.

Табл. 106. Влияние возрастного состава населения на величину общего коэффициента смертности.

Возраст	Население		Повозрастные коэффициенты смертности на 1000 населения данного возраста	Абсолютные числа умерших		Общие коэффициенты смертности	
	А	Б		А	Б	А	Б
5 - 59	35.000	20.000	10,0	350	200		
60 и выше	5.000	10.000	60,0	300	600		
Итого	50.000	50.000		900	1300	18,0	26,0

В обеих местностях А и Б смертность в отдельных возрастных группах совершенно одинакова; между тем общий коэффициент смертности в Б составляет  $(1.300 \times 1.000) : 50.000 = 26,0$  и значительно выше общего коэффициента смертности в А, где он равняется  $(900 \times 1.000) : 50.000 = 18,0$ . Зависит это от того, что среди населения Б имеется гораздо больше детей и стариков со свойственной им физиологически более высокой смертностью.

\* Общие коэффициенты смертности представляют взвешенные средние из повозрастных коэффициентов смертности, при чем «весами» является численность населения отдельных возрастных групп; взвешенные же средние, как указано выше на



стр. 110, могут различаться не только по существу, в связи с различной величиной измеренных явлений (в данном случае смертности), но и в связи с различными весами (в данном случае с различным количеством населения в отдельных возрастах), т.-е. чисто арифметически.

В приведенном примере имеем

$$\begin{aligned} \text{Общий коэффициент смертности } A &= \frac{(10.000 \times 25,0) +}{50000} \\ &+ \frac{(35000 \times 10,0) + (5000 \times 60,0)}{50.000} = \frac{900.000}{50.000} = 18,0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Общий коэффициент смертности } B &= \frac{(20000 \times 25,0) +}{50000} \\ &+ \frac{(20000 \times 10,0) + (10.000 \times 60,0)}{50.000} = \frac{1.300.000}{50.000} = 26,0 \end{aligned}$$

\* Отмеченное свойство взвешенных средних сохраняет, понятно, свое значение не только в отношении повозрастной смертности, но и в отношении повозрастной заболеваемости, инвалидности, брачности, повозрастной плодовитости и т. д. Равным образом со свойством этим необходимо считаться не только в отношении возраста, но вообще во всех случаях, когда нужно отличать сущность изучаемого явления от различий, зависящих от неодинаковых «весов».

\* Так, например, предположим, что в местности *A* имеется 2.000 населения мужского пола и 1.000 населения женского пола, а в местности *B* имеется наоборот, 1.000 населения мужского пола и 2.000 женского пола.

При этом могут получиться такие различия:

	Население		Число умерших		Число умерших на 1.000 населения данного пола	
	А	Б	А	Б	А	Б
Муж.	2.000	1.000	40	20	20,0	20,0
Жен.	1.000	2.000	14	28	14,0	14,0
Итого .	3.000	3.000	54	48	18,0	16,0

\* Взятая отдельно смертность мужчин и женщин в обеих местностях одинакова, общая же смертность в А выше, чем в Б. Различия общих коэффициентов зависят в данном примере только от различных «весов» (различного полового состава в обеих местностях), но не от различий смертности в связи с санитарными и социально-экономическими условиями.

\* Предположим, что мы обследовали две группы рабочих А и Б для определения наличия туберкулеза и нашли такие соотношения, распределив рабочих по стажу:

Стаж	А			Б		
	Число рабочих	Из них туберкулезных	% туберкулезных	Число рабочих	Из них туберкулезных	% туберкулезных
0—1 лет	20	1	5,0	70	7	10,0
5—9 »	30	3	10,0	20	5	25,0
10 и выше	50	15	30,0	10	4	40,0
Итого .	100	19	19,0	100	16	16,0

\* Общий процент туберкулезных рабочих среди группы А составляет 19,0, и выше, чем среди группы В (16,0), между тем как в отдельных группах по стажу—процент туберкулезных значительно выше среди рабочих В, чем среди А. Обычно, как известно, с увеличением рабочего стажа увеличивается процент туберкулезных; поэтому мы не можем на основании общих процентов утверждать, что в данном случае туберкулез более распространен среди рабочих А, в зависимости от тех или иных профессиональных вредностей, так как различия обуславливаются исключительно тем, что среди рабочих А гораздо более высок процент лиц с большим стажем, чем среди рабочих В. Вне зависимости от стажа, процент туберкулезных, наоборот, гораздо более высок среди рабочих В, чем среди А.

\* Приводим несколько примеров из действительной жизни. В табл. 107 сопоставлены из английских материалов по статистике профессиональной смертности за 1910—1912 гг. сравнительные данные о смертности наборщиков и духовенства.

\* Табл. 107. Смертность наборщиков и духовенства в Англии 1910—1912 гг.

Возраст	Наборщики			Духовенство		
	Число лиц	Число умерших	Число умерших на 1,000 населения данного возраста	Число лиц	Число умерших	Число умерших на 1,000 населения данного возраста
25—34	27.241	128	4,7	7.068	15	2,1
35—44	23.971	189	7,9	9.514	30	3,2
45—54	11.247	208	14,6	9.537	73	7,6
55—64	7.472	213	28,5	7.451	163	21,9
65 л. и выше	3.811	325	85,3	7.242	563	77,7
Итого .	76.743	1.063	13,8	40.812	844	20,7

\* Общий коэффициент смертности духовенства (20,7) почти в 2 раза превышает общий коэффициент смертности наборщиков (13,8), и, руководясь этим, мы могли бы прийти к неправильному заключению, что условия жизни и труд духовенства более тяжелы и вредны для здоровья, чем труд и жизненные условия наборщиков. В действительности, однако, смертность наборщиков, как видно из таблицы, во всех взятых возрастных группах значительно выше по возрастным коэффициентам смертности духовенства, и низкий сравнительно с духовенством общий коэффициент смертности наборщиков зависит исключительно от различий возрастного состава наборщиков и духовенства, с преобладанием среди духовенства групп пожилого и старческого возраста, и, наоборот, с преобладанием у наборщиков молодых возрастных групп. Процент лиц выше 55 лет среди духовенства составляет 36, а среди наборщиков 14,7; процент же лиц 25—34 лет в составе духовенства = 17,3, а среди наборщиков 35,5.

Приводим другой пример, относящийся к смертности от туберкулеза легких негритянского и белого населения города Ричмонда и Нью-Йорка.

Табл. 108. Смертность от туберкулеза легких в Нью-Йорке и Ричмонде. 1910 г.

	Количество населения		Число умерших от туберкулеза легких		Число умерших от туберкулеза на 1.000 населения	
	Нью-Йорк	Ричмонд	Нью-Йорк	Ричмонд	Нью-Йорк	Ричмонд
Белое население	1.675.174	80.895	8368	131	17,9	16,2
Негры	91.709	46.733	513	155	56,0	33,2
Всего . . .	1.766.883	127.628	8881	286	18,7	22,6

Общий коэффициент туберкулезной смертности в Ричмонде (22,6) выше чем в Нью-Йорке (18,7),—и на основании этого можно было бы притти к неверному выводу, что санитарные, социальные и другие условия в Ричмонде более благоприятствуют развитию туберкулеза, чем в Нью Йорке. В действительности, туберкулезная смертность и белого, и негритянского населения выше в Нью-Йорке, чем в Ричмонде, и более высокий коэффициент в Ричмонде зависит от различного «веса» негритянского и белого населения в составе обоих городов. В Ричмонде негры, со свойственной им высокой туберкулезной смертностью, составляют 37% населения, а в Нью-Йорке менее 2%.

\* Для правильного уяснения и сравнения смертности различных групп населения с различным возрастным составом необходимо сравнивать и сопоставлять не общие коэффициенты, а специальные повозрастные коэффициенты смертности. Как указывалось, это одинаково относится и ко всем аналогичным случаям взвешенных средних с различными весами.

\* Для упрощения в дальнейшем говорится преимущественно о смертности в связи с возрастом, но все приводимые построения сохраняют полностью значение и для аналогичных случаев.

\* Имея ряд повозрастных коэффициентов, мы, однако, не получаем единого выражения для характеристики высоты смертности, но получаем несколько мерил, в зависимости от взятого числа возрастных групп. Эта множественность получаемых числовых характеристик крайне затрудняет сравнение, особенно, если, как это обычно и бывает, смертность среди сравниваемых групп населения в одних возрастах выше в одной группе, в других возрастах — в другой. В таких случаях весьма затруднительно притти, на основании

повозрастных коэффициентов, к определенному выводу относительно большей или меньшей высоты смертности среди сравниваемых масс населения в целом.

\*Стандартизованные коэффициенты. Определить сравнительную величину смертности единым выражением, одной цифрой, устранив при этом влияние различного возрастного состава сравниваемых масс населения возможно путем построения так называемых стандартизованных коэффициентов, которые показывают, как велика была бы смертность в сравниваемых группах населения, если бы возрастной состав этих групп был одинаков.

\*Такое элиминирование нарушающих сравнимость явлений причин давно практикуется в естественных науках, в частности в физике, где, например, для сравнимости барометрических наблюдений обычно вводится ряд поправок: наблюдения приводятся к температуре  $0^{\circ}$ , для сравнимости давления в различных пунктах земной поверхности, имеющих различную высоту над уровнем моря, сравнивают не действительные показания барометра, а приводят путем вычисления наблюдаемые величины к таким, которые получились бы в данных пунктах, если бы все эти пункты находились у уровня океана и т. п. Аналогично этим приемам, при построении стандартизованных коэффициентов, приводят возрастной состав в сравниваемых массах населения к одному уровню, одному «стандарту».

\*Технически, дело сводится к замене различных «весов», т.-е. при повозрастной смертности различных количеств населения в отдельных возрастных группах в сравниваемых совокупностях, — одними и теми же количествами, соответственно возрастному распределению какого-либо населения, принятого за стандарт.

\* Так, в примере на стр. 524 общий коэффициент смертности *A* составляет

$$\frac{(10.000 \times 25,0) + (35.000 \times 10,0) + (5.000 \times 60,0)}{50.000} = 18,0$$

\* Стандартизуя этот коэффициент по возрастному составу *B*, получаем стандартизованный коэффициент для *A*

$$\frac{(20.000 \times 25,0) + (20.000 \times 10,0) + (10.000 \times 60,0)}{50.000} = 26,0$$

\* Стандартизованный коэффициент для *A* одинаков с коэффициентом для *B*, что и понятно, так как повозрастные коэффициенты смертности в *A* и *B* равны между собой.

\* Обыкновенно для удобства вычисления при построении стандартизованных коэффициентов пользуются не абсолютными числами населения в отдельных возрастных группах в стандарте, но относительными, распределяя возрастной состав стандарта в процентах или *pro mille*.

\* Приводим, для примера, ход вычисления стандартизованных коэффициентов для наборщиков и духовенства из табл. 107. В качестве стандарта берем возрастное распределение всего мужского населения Англии выше 25 лет *pro mille*.

\* Распределение это, по переписи населения Англии 1911 года, было следующее:

На 1.000 мужского населения Англии  
в возрасте 25 лет и выше было

в возрасте:	
25—34 лет . . . . .	323,5
35—44 » . . . . .	266,8
45—54 » . . . . .	193,5
55—64 » . . . . .	123,9
65 лет и выше . . . . .	92,3
	<hr/>
	1.000,0

\*Таблица 109. Вычисление стандартизованных коэффициентов по данным таблицы 107.

Возраст	Стандарт	Повозрастные коэффициенты смертности наборщиков на 1.000.	Повозрастные коэффициенты смертности духовенства на 1.000.	Сколько умерло бы в данном возрасте при данных повозрастных коэффициентах и при возрастном распределении по стандарту	
				Наборщики	Духовенство
25—34	323,4	1,7	2,1	$\frac{323,4 \times 1,7}{1000} = 1,52$	$\frac{323,4 \times 2,1}{1000} = 0,68$
35—44	266,8	7,9	3,2	$\frac{266,8 \times 7,9}{1000} = 2,11$	$\frac{266,8 \times 3,2}{1000} = 0,85$
45—54	193,5	14,6	7,6	$\frac{193,5 \times 14,6}{1000} = 2,83$	$\frac{193,5 \times 7,6}{1000} = 1,47$
55—64	123,9	28,5	21,9	$\frac{123,9 \times 28,5}{1000} = 3,53$	$\frac{123,9 \times 21,9}{1000} = 2,71$
65 и выше	92,3	85,3	77,7	$\frac{92,3 \times 85,3}{1000} = 7,88$	$\frac{92,4 \times 77,7}{1000} = 7,18$
	1000,0	13,8	20,7	17,87	12,89

\*Стандартизованный коэффициент смертности наборщиков (17,87) значительно выше коэффициента для духовенства (12,89), в противоположность обратным соотношениям общих коэффициентов смертности наборщиков и духовенства.

\*Прямой способ стандартизации. Приведенный способ вычисления носит название прямого способа стандартизации и, как видно из



таблицы, производится таким образом, что повозрастное распределение какого-либо населения (в процентах или pro mille) принимается за стандарт, повозрастные коэффициенты смертности сравниваемых групп населения перемножают на относительные числа повозрастного распределения стандарта, каждое полученное произведение делят на 1.000 (при распределении стандарта pro mille), и эти последние частные суммируют. Сумма и является стандартизованным коэффициентом.

\* Другим примером вычисления приводим данные табл. 108 о смертности от туберкулеза в Нью-Йорке и Ричмонде. Здесь дело идет не о приведении сравниваемых групп населения к одинаковому возрастному составу, а о приведении их к одинаковому расовому составу в отношении белого и негритянского населения. Стандартом берем расовый состав Нью-Йорка. На 1.000 населения в Нью-Йорке было белых 980,8 и негров 19,2. Стандартизируя общий коэффициент смертности от туберкулеза в Ричмонде по этому стандарту расового состава, получаем такие отношения:

\* Таблица 110. Вычисление стандартизованного коэффициента для Ричмонда.

Р а с а	Стандарт	Коэффициенты смертности от туберкулеза в Ричмонде на 10.000 населения	Сколько умерло бы в Ричмонде при данных коэффициентах смертности и при расовом распределении по стандарту
Белые . . .	980,8	16,2	$\frac{980,8 \times 16,2}{1000} = 15,89$
Негры . . .	19,2	33,2	$\frac{19,2 \times 33,2}{1000} = 0,64$
Всего . . .	1000,0	22,6	16,53

\*Коэффициент туберкулезной смертности в Ричмонде, при условии одинакового расового состава населения Ричмонда с населением Нью-Йорка, составляет 16,53 на 10.000 населения и ниже коэффициента для Нью-Йорка, составляющего 18,7 (см. табл. 108), в противоположность соотношениям общих коэффициентов туберкулезной смертности в обоих городах.

\*Примером стандартизации коэффициентов смертности населения отдельных территорий, приводим вычисления для Ленинграда и для Эстонии за 1923 г. И в Ленинграде, и в Эстонии в 1923 г. была перепись населения, что дает возможность достаточно точных определений коэффициентов по возрастной смертности.

\*Таблица 111. Возрастной состав населения и по возрастной смертность в Ленинграде и в Эстонии 1923 г.

В о з р а с т	На 1.000 населения было в возрасте		Число умерших на 1.000 населения данного возраста	
	Ленинград	Эстония	Ленинград	Эстония
0—4 . . . . .	76,4	79,8	74,9	44,8
5—9 . . . . .	63,1	75,7	5,9	4,4
10—19 . . . . .	185,4	197,9	4,4	3,9
20—29 . . . . .	247,4	166,3	7,6	6,4
30—39 . . . . .	177,1	139,9	8,5	6,5
40—49 . . . . .	125,3	123,0	13,4	9,3
50—59 . . . . .	77,4	99,4	24,0	16,4
60—69 . . . . .	37,2	74,4	39,8	31,6
70 и выше . . . . .	10,7	43,6	89,8	97,9
Всего . . . . .	1.000	1 000	16,3	16,1

\*Из таблицы видны существенные различия возрастного состава населения Ленинграда и Эстонии. В Ленинграде процент населения молодого рабочего возраста 20—39 лет составлял 42 и в Эстонии 31; наоборот, процент лиц старческого возраста 60 лет и выше, был в Ленинграде 5 и в Эстонии 12. При таких различиях, очевидно, что общие коэффициенты смертности Ленинграда и Эстонии не могут служить характеристикой сравнительной высоты смертности в обеих местностях. Действительно, как усматривается из таблицы, общие коэффициенты смертности в Ленинграде и Эстонии почти одинаковы, тогда как повозрастные коэффициенты почти во всех возрастных группах в Ленинграде выше. Для построения стандартизованных коэффициентов смертности берем стандартом возрастной состав населения Швеции по переписи 1910 г. (См. табл. 112 на стр. 535).

\*Стандартизованный коэффициент смертности для Ленинграда (23,05) значительно выше стандартизованного коэффициента смертности для Эстонии (17,78).

\*При пользовании стандартизованными коэффициентами следует иметь в виду, что коэффициенты эти представляют величины не реальные, а основанные на известных предпосылках, и применяются исключительно для сравнительных целей, являясь сравнительными числами-показателями. Это нисколько не умаляет большого научно-практического значения методов стандартизации, тем более, что правильное сравнение составляет основу статистической работы.

\*Существенное значение при стандартизации имеет выбор подходящего стандарта. Дело в том, что соотношения величин стандартизованных коэффициентов различны при различных стандартах.

\*Таблица 112. Вычисление стандартизованных коэффициентов смертности населения Ленинграда и Эстонии.

Возраст	Стандарт (возрастной состав населения Швеции pro mille)	Повозрастные коэффициенты смертности		Сколько умерло бы в данном возрасте при данных повозрастных коэффициентах и при возрастном распределении по стандарту	
		Ленинград	Эстония	Ленинград	Эстония
0—4 .	112,1	74,9	44,8	$\frac{112,1 \times 74,9}{1000} = 8,40$	$\frac{112,1 \times 44,8}{1000} = 5,02$
5—9 .	105,3	5,9	4,4	$\frac{105,3 \times 5,9}{1000} = 0,62$	$\frac{105,3 \times 4,4}{1000} = 0,46$
10—19 .	192,4	4,4	3,9	$\frac{192,4 \times 4,4}{1000} = 0,85$	$\frac{192,4 \times 3,9}{1000} = 0,75$
20—29 .	155,0	7,6	6,4	$\frac{155,0 \times 7,6}{1000} = 1,19$	$\frac{155,0 \times 6,4}{1000} = 1,00$
30—39 .	124,8	8,5	6,5	$\frac{124,8 \times 8,5}{1000} = 1,06$	$\frac{124,8 \times 6,5}{1000} = 0,81$
40—49 .	102,0	13,4	9,3	$\frac{102,0 \times 13,4}{1000} = 1,37$	$\frac{102,0 \times 9,3}{1000} = 0,95$
50—59 .	87,9	24,0	16,4	$\frac{87,9 \times 24,0}{1000} = 2,11$	$\frac{87,9 \times 16,4}{1000} = 1,44$
60—69 .	65,6	39,8	31,6	$\frac{65,6 \times 39,8}{1000} = 2,61$	$\frac{65,6 \times 31,6}{1000} = 2,07$
70 и выше . . .	53,9	89,8	97,9	$\frac{53,9 \times 89,8}{1000} = 4,84$	$\frac{53,9 \times 97,9}{1000} = 5,28$
Всего .	1000,0	16,3	16,1	23,05	17,78

Различия стандартизованных коэффициентов остаются постоянными при любом стандарте только в случаях, когда различия по возрасту коэффициентов в сравниваемых массах населения равновелики, или когда по возрасту коэффициенты одинаковы. В случаях, когда различия величин по возрасту коэффициентов неодинаковы, отношения стандартизованных коэффициентов могут изменяться в зависимости от того или иного возрастного состава стандарта. Чем более представлены в стандарте возрастные группы с физиологически более высокой смертностью (например, старческие возрасты), тем больше различия стандартизованных коэффициентов; наоборот, различия эти тем меньше, чем больше представлены в стандарте возрастные группы с низкой смертностью. К выбору стандарта следует, поэтому, относиться осторожно и критически, избегая стандартов с исключительно ненормальным составом и выбирая в качестве стандарта население наиболее типичное и подходящее по сути дела для сравниваемых групп. Для стандартизации коэффициентов в отдельных территориальных единицах одной и той же страны (города, губернии, уезда, волости) целесообразно брать в качестве стандарта население всей данной страны; для стандартизации коэффициентов для отдельных районов или кварталов в каком-либо городе естественный стандарт представляет население всего данного города; для стандартизации коэффициентов отдельных профессиональных групп следует брать стандартом возрастное распределение всех сравниваемых профессиональных групп в сумме и т. д. При сравнении групп населения, где затруднительно остановиться на каком-либо объединяющем стандарте, можно принимать стандартом одну из сравниваемых групп.

\* В отношении числа возрастных групп не следует устанавливать слишком малое их число. Для

возрастов выше 15—20 лет, обыкновенно, достаточно брать десятилетние возрастные группы (20—29 лет, 30—39 и т. д.), но для детских возрастов следует брать пятилетние группы (0—4 г., 5—9 л.).

\* Косвенный способ стандартизации. При косвенном способе стандартизации нет надобности в повозрастных коэффициентах смертности сравниваемых групп населения, и его можно применять в тех нередких случаях, где не имеется сведений о возрасте умерших. Для применения его необходимо только располагать данными о возрастном составе сравниваемых групп населения, а также о повозрастных коэффициентах смертности стандарта.

\* Способ этот возможен в двух вариантах. Первый вариант представляет так называемый способ «ожидаемых событий» или, применительно к смертности, — способ «ожидаемой смертности». При способе этом вычисляют, сколько умерло бы в сравниваемых массах населения, если бы их повозрастные коэффициенты смертности были одинаковыми с повозрастными коэффициентами смертности стандарта. Для этого перемножают повозрастные коэффициенты смертности стандарта на абсолютные числа возрастного состава сравниваемых масс, произведения делят на 1.000 и суммируют. Суммы дают «ожидаемое» число умерших, которое и сопоставляют с действительным числом умерших в сравниваемых группах.

\* В качестве цифрового примера приводим ход вычисления см: ртности наборщиков и духовенства в Англии по данным таблицы 107. Стандартом берем повозрастные коэффициенты смертности мужского населения Англии (см. табл. 113).

\* Табл. 113. Пример стандартизации по косвенному способу  
Смертность наборщиков и духовенства в Англии 1910—1912 гг.

В о з р а с т	Стандарт. (По возрасту коэффициент смертности мужского населения Англии). На 1.000 населения данного возраста умерло	Возрастной состав (абсолютные числа)		Ожидаемое число умерших	
		Наборщики	Духовенство.	Наборщики	Духовенство
25—34 . . . . .	4,8	27.242	7.068	$\frac{27242 \times 4,8}{1.000} = 130,76$	$\frac{7.068 \times 4,8}{1.000} = 33,93$
35—44 . . . . .	8,0	23.971	9.514	$\frac{23971 \times 8,0}{1.000} = 191,77$	$\frac{9514 \times 8,0}{1.000} = 76,11$
45—54 . . . . .	14,7	14.247	9.537	$\frac{14247 \times 14,7}{1.000} = 209,43$	$\frac{9537 \times 14,7}{1.000} = 140,19$
55—64 . . . . .	29,7	7.472	7.451	$\frac{7472 \times 29,7}{1.000} = 221,92$	$\frac{7451 \times 29,7}{1.000} = 221,30$
65 и выше . . . . .	85,2	3.811	7.242	$\frac{3811 \times 85,2}{1.000} = 324,70$	$\frac{7242 \times 85,2}{1.000} = 617,02$
Всего . . . . .	18,1	76.743	40.812	1078,58	1088,55

\*При повозрастных коэффициентах смертности, одинаковых с повозрастными коэффициентами смертности всего мужского населения Англии, «ожидаемое» число умерших наборщиков должно было бы составлять 1.079 и число умерших из духовенства 1.089; в действительности же, как видно из таблицы 107, наборщиков умерло 1063 и духовенства 844, или на 100 «ожидаемых» умерших: наборщиков  $(1.063 \times 100) : 1.079 = 99$  и духовенства  $(844 \times 100) : 1.089 = 77$ . Эти процентные соотношения, показывающие величину смертности наборщиков и духовенства сравнительно со смертностью всего мужского населения Англии, показывают вместе с тем, насколько смертность наборщиков превышает смертность духовенства при условии их одинакового возрастного состава, соответствующего возрастному составу мужского населения Англии.

\*Если умножить общий коэффициент смертности стандарта на отношения действительных чисел умерших в сравниваемых группах населения к «ожидаемым», то получаются стандартизованные косвенным способом коэффициенты смертности. Это и составляет второй вариант косвенного способа стандартизации. В данном примере стандартизованный по косвенному способу коэффициент смертности наборщиков  $= 18,1 \times (1.063 : 1.079) = 17,8$  и коэффициент смертности духовенства  $= 18,1 \times (844 : 1.089) = 14,0$ . Величины эти довольно близко подходят к приведенным выше стандартизованным по прямому способу коэффициентам смертности наборщиков и духовенства.

\*Косвенный способ, помимо случаев, где не имеется сведений о возрастном составе умерших, и где только он и возможен, рекомендуется (в форме процентного отношения действительного числа умерших к ожидаемому) также при небольших



числах наблюдений для отдельных возрастов. Применение прямого способа стандартизации с исчислением повозрастных коэффициентов смертности здесь, в виду случайных колебаний малых чисел, ненадежно.

---

---

## ГЛАВА ОДИННАДЦАТАЯ.

### ПРИЧИНЫ СМЕРТИ.

Классификация и номенклатура болезней и причин смерти. Для статистического изучения заболеваемости и причин смерти населения необходима классификация и номенклатура болезней, при чем в целях международной сравнимости весьма существенно, чтобы эта классификация и номенклатура была одинакова во всех странах. В виду очевидной важности этого вопроса уже давно делались попытки создания такой одной общей международной классификации и номенклатуры причин смерти и болезней.

Первая попытка в этом направлении принадлежит I Статистическому конгрессу, происходившему в Брюсселе в 1853 г., вынесшему постановление о необходимости выработки одной общей для всех государств классификации причин смерти и поручившему Фарру и д'Эспину выработать проект такой классификации. На II Международном конгрессе, происходившем в Париже в 1855 г., представленные проекты были одобрены конгрессом и рекомендованы статистическим учреждениям. Однако, дело объединения международной статистики причин смерти от этого мало продвинулось, и принятая конгрессом в неизменном виде

классификация не получила сколько-нибудь широкого распространения.

\* Вопрос был поднят вновь в 1891 г. на венской сессии Международного статистического института, и Ж. Бертильону было поручено выработать и представить к следующей сессии института проект новой классификации и номенклатуры. На следующей, чикагской сессии института в 1899 г. Бертильон представил две номенклатуры, подробную и краткую. Обе номенклатуры были одобрены сессией и разосланы для рассмотрения и обсуждения в статистические учреждения отдельных государств.

\* Первый практический шаг к осуществлению пожеланий Международного статистического института о принятии отдельными государствами одной общей классификации и номенклатуры принадлежит Соединенным Штатам, которые в лице американского союза врачей на очередном съезде в Филадельфии в 1897 г. постановили принять бертильоновскую классификацию с тем, чтобы она пересматривалась каждые 10 лет, и с тем, чтобы первый пересмотр был в Париже в 1900 г. Вслед за Соединенными Штатами бертильоновская классификация была принята рядом других стран и многими отдельными городскими статистическими бюро, и Международный статистический институт на сессии в Христиании в 1899 г. вынес постановление о желательности введения бертильоновской классификации и номенклатуры всеми вообще статистическими учреждениями, разрабатывающими материалы о причинах смерти. Вместе с тем институт присоединился к мнению американского Союза врачей о желательности пересмотра классификации каждые 10 лет. Основываясь на этом постановлении института, французское правительство созвало в 1900 г. в Париже Международную

конференцию для окончательного соглашения о международной классификации. В конференции приняли участие делегаты 26 государств; конференция приняла с некоторыми изменениями бертильоновскую классификацию, при чем делегаты обязались содействовать введению классификации в статистическую практику в своих государствах. На конференции была признана необходимость пересмотра классификации каждые 10 лет. В дальнейшем очередной пересмотр имел место на международных конференциях в Париже в 1909 и 1920 гг.

\*Международная или бертильоновская классификация и номенклатура болезней приобрела очень широкое распространение и, кроме очень большого числа отдельных городских статистических учреждений, принята для ведения общегосударственной статистики причин смерти в Англии и всех ее колониях и доминионах, во Франции, Бельгии, Голландии, Испании, Португалии, Греции, в Соединенных Штатах, всех южно-американских республиках, Японии и др. В 1924 г. она была введена и в СССР.

\*До 1918 г. в СССР применялись две классификации и номенклатуры болезней, — одна, выработанная Медицинским советом в 1902 г., и другая, так называемая пироговская, выработанная в 1900 г. Обществом русских врачей в память Н. И. Пирогова. В 1918 г. классификация и номенклатура Медицинского совета была отменена, и оставлена, временно впредь до пересмотра, одна пироговская номенклатура. В 1924 г. последовало, как выше указано, введение международной (бертильоновской) классификации и номенклатуры, при чем полностью, лишь с незначительными изменениями и дополнениями, принята так называемая подробная номенклатура (206 отдельных

рубрик), краткая же международная номенклатура (38 рубрик) совершенно перестроена и значительно расширена (до 89 наименований).

\*Здесь не представляется возможным произвести сопоставления и приводить тексты различных классификаций и номенклатур болезней. Введенные в СССР номенклатуры изданы издательством Наркомздрава РСФСР<sup>1</sup> с вводными статьями П. И. Куркина, С. М. Богословского и П. А. Кувшинникова и с алфавитным (латинским и русским) указателем нозологических терминов. Книга эта должна быть настольной не только у врачей, занимающихся санитарной статистикой, но вообще у всех врачей, как необходимый справочник при выдаче свидетельств о причине смерти и при заполнении статистических карточек больных.

\*Множественные причины смерти. Существенный вопрос статистики причин смерти представляют трудности, возникающие в связи с тем, что врачи часто отмечают на выдаваемых ими свидетельствах о причине смерти не одну, а две или более болезни в качестве причины. Так как при сводке умершие группируются соответственно какой-либо одной причине смерти умершего, возникает часто вопрос при разработке свидетельств, какой из приводимых причин смерти следует отдавать предпочтение? Однообразное решение этих вопросов представляет,

---

<sup>1</sup> Номенклатура болезней и причин смерти. Изд. 2-ое исправленное. Москва, изд-во Наркомздрава РСФСР, 1927. См. также сопоставления пириговской и международной номенклатуры в статье П. А. Кувшинникова «К методологии исследования заболеваемости населения». Гигиена и Эпидемиология. 1926 г. № 10.

понятно, важное значение для международной сравнимости материалов о причинах смерти. Установление твердых, определенных и однообразных правил в этом отношении является делом очевидной необходимости.

\*Насколько часто на врачебных свидетельствах отмечается не одна, а несколько причин смерти, видно, например, из данных для Англии и Уэльса, где некоторое время в ежегодных санитарных обзорах <sup>1</sup> печатался подробный список всех комбинаций болезней, встретившихся в данном году при практикуемой в Англии централизованной разработке медицинских свидетельств о смерти. В 1911 г., например, из 13.128 случаев, где причиной смерти была рубрифицирована корь, — только на 1.066 медицинских свидетельствах была показана причиной смерти одна корь сама по себе, в остальных же 12.062 случаях на ряду с корью были показаны различные вторичные осложнения и болезненные состояния и разные иные болезни; из 7.844 случаев смерти от коклюша один коклюш был показан лишь у 1.981 умерших; из 1.872 случаев скарлатины — одна скарлатина в 773 случаях; из 2.416 случаев брюшного тифа — один брюшной тиф у 1.482 умерших и т. д.

\*Врачи, показывая на свидетельствах не одну, а несколько болезней, осложнений и т. п., поступают вполне правильно; к сожалению, практика статистических учреждений в разных странах далеко не однообразна при рубрификации в этих случаях множественных болезней, даже в отношении самых общих принципов, не говоря уже о частностях. Хотя некоторые общие принципы были установлены в 1900 г. и рекомендованы

---

<sup>1</sup> Annual reports of the Registrar — General of births, deaths and marriages in England and Wales.

Международной конференцией, не все статистические учреждения полностью их придерживаются.

\*Выработанные Международной конференцией правила сводятся к следующему. Каждое правило должно применяться лишь в случаях, если предыдущие правила не подходят.

\*1) Если одна из двух болезней представляет непосредственное, частое и обычное осложнение другой, предпочтение следует отдавать первичной основной болезни.

\*Примеры. Корь и воспаление легких; относить к кори  
Скарлатина и нефрит; относить к скарлатине.

Скарлатина и дифтерия; относить к скарлатине.

Детский понос и судороги; относить к детскому поносу.

Аппендицит и перитонит; относить к аппендициту.

Порок сердца и нефрит; относить к пороку сердца.

\*2) Если одна из болезней заведомо более тяжелая и смертельная, предпочтение следует отдавать этой более тяжелой болезни.

\*Примеры. Рак и воспаление легких; относить к раку.

Диабет и ревматизм; относить к диабету.

Прогрессивный паралич и бронхит; относить к прогрессивному параличу.

Дифтерия гортани и корь; относить к дифтерии гортани.

Icterus gravis и перикардит; относить к icterus gravis.

Цирроз печени и эмфизема легких; относить к циррозу печени.

Аневризма аорты и диабет; относить к аневризме аорты.

Перикардит и аппендицит; относить к перикардиту.

\*3) Инфекционным и эпидемическим болезням следует отдавать предпочтение перед неинфекционными.

\*Примеры. Брюшной тиф и свинцовое отравление; относить к брюшному тифу.

Сыпной тиф и психоз; относить к сыпному тифу.

Скарлатина и желчные камни; относить к скарлатине.

\*4) Острой болезни следует отдавать предпочтение перед хронической.

\*Примеры. Грудная жаба и цирроз печени; относить к грудной жабе.

Язва желудка и пневмония; относить к пневмонии.

Плеврит и старческий маразм; относить к плевриту.

\*5) Следует отдавать предпочтение более характерному заболеванию.

Пример. Свинцовое отравление и перитонит; относить к свинцовому отравлению.

\*6) Насильственной смерти следует отдавать предпочтение перед другими причинами.

\*В статистической практике отдельных стран не всегда придерживаются полностью этих правил. В Англии, например, в отступление от 4 пункта, предписывается отдавать в ряде случаев предпочтение не острой, а более длительной или хронической болезни. В отступление от 6 пункта, в Англии принято при смерти от несчастного случая и рака предпочтение отдавать раку; при смерти от воспаления легких или другой легочной болезни в результате случайного утопления, предпочтение отдается воспалению легких; при смерти от несчастного случая при эпилептическом припадке или апоплексии предпочтение отдается эпилепсии и апоплексии; в случаях смерти от столбняка, рожи и гное-гнилокровия в результате травматического повреждения при несчастном случае, если повреждение само по себе было не тяжелое, предпочтение отдается указанным осложняющим инфекциям и т. д.

\*В целях предоставления возможности более точных и углубленных сравнений частоты отдельных причин смерти, в Англии за последние годы перед мировой войной, в течение нескольких лет, было принято в печатаемых обзорах причин смерти, на ряду с данной причиной смерти, приводить и все комбинации, осложнения, вторичные и побочные болезни, показанные на медицинских свидетельствах на ряду с данной причиной смерти. Такая расширенная разработка и публикация уже давно, с начала 90-ых годов, практикуется также Будапештским городским статистическим бюро.



Эта, вполне целесообразная сама по себе, система встречает препятствия в сложности разработки и удорожании работ и печатания.

\*В последнее время склоняются к мысли, что для упорядочения дела рубрификации причин смерти при множественных причинах одних механических однообразных правил недостаточно, так как механические правила не могут предусмотреть всех случаев, и вместе с тем шаблонное применение одинаковых правил может в отдельных случаях оказаться несоответствующим сути дела. Только врач, пользовавшийся больно́го перед смертью, может с достаточной определенностью указать, какое именно из патологических состояний является главным и основным в каждом данном случае, какая болезнь является осложнением, какая болезнь — только побочной. Необходимо, поэтому, чтобы врачи при выдаче медицинских свидетельств, не отмечали бы просто ряд названий болезней, но чтобы болезни эти отмечались в известной системе и логической последовательности. Для этого нужна определенная однообразная система записей о причинах смерти на медицинских свидетельствах. В настоящее время во многих странах (Франция, Германия, Голландия и др.) от врачей требуется просто указание «причины смерти» без каких-либо деталей и дополнительных вопросов. В некоторых странах и теперь уже разделяют вопрос о причине смерти на несколько рубрик. В Англии, например, требуется указать отдельно: 1) первичную болезнь, и 2) вторичную болезнь или осложнение. В Швейцарии врачи должны на свидетельствах отмечать: 1) первичную болезнь, 2) вторичную болезнь или осложняющую, и 3) побочные болезни. В Ленинграде, по установленной форме медицинских свидетельств о смерти, требуется указать: 1) основную или

первичную болезнь, следствием коей, по мнению врача, явилась смерть, и 2) осложнение первичной болезни или непосредственную причину смерти. Кроме того, на ленинградских медицинских свидетельствах о смерти помещены такие указания врачам, выдающим свидетельства:

\*1. Причина смерти вписывается (отчетливо) в терминах, согласно медицинской номенклатуре.

\*2. При отметке основной болезни, вызвавшей смерть, а равно вторичной болезни, осложнения или непосредственной причины смерти, не следует приводить как причину смерти, неопределенные указания, в роде: паралич сердца, шок, кома и т. п., — или отдельные симптомы болезни, в роде: водянка, судороги, кровотечение и т. д., — но необходимо точно обозначать самую болезнь, вызвавшую те или другие симптомы.

\*3. Следует строго разграничивать основную или первичную болезнь от вторичных заболеваний или осложнений, указывая в свидетельстве, в пределах возможности и то и другое, напр.:

Основная болезнь.	Вторичная болезнь или осложнение.
Скарлатина Брюшной тиф Корь Бугорчатка легких Острый нефрит Артериосклероз	Воспаление почек Кишечное кровотечение Воспаление легких. Легочное кровотечение Уремия Апоплексия.

\*4. Если умерший страдал несколькими болезнями и затруднительно указать, какая именно из этих болезней является основной и послужила причиной смерти, следует приводить в свидетельстве все эти заболевания; в частности, если больной страдал какой-нибудь смертельной болезнью,

например, неоперируемым раком, или находился в последней стадии бугорчатки и умер от случайного острого заболевания, например, гриппа, то на свидетельстве, кроме непосредственной причины смерти в данном случае, т.-е. гриппа, следует указать и эти основные смертельные заболевания, т.-е. рак, бугорчатку.

\*5. Вызвавшую смерть болезнь необходимо обозначить возможно точно и подробно: не указывать, например, просто пневмония, бугорчатка, нефрит, сепсис, гастроэнтерит, — но более подробно: крупозная пневмония, катарральная пневмония, бугорчатка легких, бугорчатка мозговых оболочек, острый нефрит, хронический интерстициальный нефрит, послеродовой сепсис, острый гастроэнтерит, хронический энтерит и т. п.

\*6. В случае смерти от злокачественных новообразований необходимо указать вид опухоли и ее локализацию, например, рак желудка, рак матки, саркома бедра и т. п., а не ограничиваться общими указаниями—рак или злокачественное новообразование.

\*7. В случаях насильственной смерти следует точно обозначать, чем именно вызвана смерть, и указать, было ли в данном случае самоубийство, убийство или несчастный случай. Например, отравление морфием — самоубийство, или огнестрельная рана черепа — убийство, или утопление — несчастный случай.

\*8. В случае смерти после произведенной операции следует указывать основную болезнь, поведшую к операции, название произведенной операции и то послеоперационное осложнение, которое вызвало смерть. Например, паховая грыжа, ущемление, — грыжесечение, перитонит; или рак матки, — чревосечение, послеоперационный шок; или зоб — струмектомия, смерть от хлороформа и т. д.

\*Гигиенической секцией Лиги наций была недавно образована специальная комиссия по вопросу о записях и рубрикации множественных причин смерти. Комиссия эта пришла к выводу о необходимости однообразной системы отметок врачами причин смерти в медицинских свидетельствах в такой форме:

### Причина смерти

Главная причина	Побочная причина, способствовавшая смертельному исходу, но независимая от главной причины.
1) Главная непосредственная причина	
Предыдущие 2)	
болезни в по-	
рядке их после-	
довательности и 3)	
взаимоотношений. 4)	

\*По мнению комиссии, в большинстве случаев достаточно указывать на свидетельстве главную причину и ограничиваться сообщением побочных причин только в случаях, где смерть действительно явилась результатом комбинации нескольких болезней, из которых каждая сама по себе не привела бы к смерти. В таких случаях только врач, выдающий свидетельство и пользовавшийся умершего, может сделать правильный выбор главной причины смерти, т.-е. той причины, которая в большей степени, чем все остальные, способствовала смертельному исходу, и к которой должен быть отнесен данный случай при статистической разработке.

\*Под «главной непосредственной причиной» понимается то болезненное состояние, непосредственным результатом которого явилась смерть. Под

«предыдущими болезнями» следует понимать болезни, которые предшествовали и вызвали это болезненное состояние. Если этих болезней было несколько, необходимо указывать их в порядке последовательных соотношений; например: 1) амплексия, 2) артериосклероз, 3) сифилис; или 1) бронхо-пневмония, 2) корь.

\* На XVI Сессии Международного статистического института, происходившей в Риме в 1925 г., также были вынесены постановления:

\*1) о необходимости в медицинских свидетельствах о смерти единой формулировки вопросов, касающихся множественных причин одного и того же случая смерти, и

\*2) о необходимости единообразных правил для выбора причины смерти при статистической разработке в тех случаях, когда причиной смерти умершего указано несколько болезней.

---

## ГЛАВА ДВЕНАДЦАТАЯ.

### СТАТИСТИКА ОТДЕЛЬНЫХ БОЛЕЗНЕЙ И ПРИЧИН СМЕРТИ.

При статистическом изучении отдельных болезней обыкновенно пользуются 4 относительными величинами: 1) коэффициентом смертности, 2) пропорциональной смертностью, 3) коэффициентом заболеваемости, и 4) величиной смертности (летальности) при данной болезни. Кроме этих общих показателей, заболевшие и умершие от данной болезни группируются по полу, возрасту, народности, роду занятий и т. д., при чем путем построения различных специальных коэффициентов изучают соотношения и зависимости между данной болезнью и указанными факторами.

Коэффициент смертности от отдельных болезней. Коэффициент смертности от отдельных болезней представляет отношение числа умерших от данной болезни за определенную единицу времени (обыкновенно за календарный год) к числу населения, принятому равным 10.000 или 100.000.

\* В Ленинграде, например, в 1926 г., при среднем населении = 1.535.000, умерло от брюшного

тифа 244. Коэффициент смертности от брюшного тифа на 100.000 населения составляет

$$(244 \times 100.000) : 1.535.000 = 15,9$$

Пропорциональная смертность. Пропорциональная смертность представляет относительную величину распределения (величину экстенсивности), показывающую процентное отношение числа умерших от данной болезни к общему числу умерших.

\* В Ленинграде, например, в 1926 г. из общего числа 22.129 смертных случаев от органических болезней сердца умерло 1.507. Пропорциональная смертность от болезней сердца составляет

$$(1.507 \times 100) : 22.129 = 6,8\%$$

\*Пропорциональная смертность, как всякая величина экстенсивности, указывает на ту роль, которую данная причина смерти играет в составе общего числа умерших, сравнительно с другими причинами смерти в данной местности или среди данной группы лиц по сравнению с другими местностями или с другими группами. Для изучения частоты следует пользоваться коэффициентами смертности.

Коэффициент заболеваемости. Коэффициент заболеваемости какой-либо болезнью представляет отношение числа заболевших данной болезнью за определенную единицу времени (обыкновенно за календарный год) к числу населения, принятому равным 1.000, 10.000 или 100.000.

\* В Ленинграде, например, в 1926 г. при среднем населении = 1.535.000 заболело брюшным тифом

2.270. Коэффициент заболеваемости брюшным тифом на 10.000 населения составляет

$$(2.270 \times 10.000) : 1.535.000 = 14,8.$$

Смертельность. Смертельность или летальность какой-либо болезни представляет процентное отношение между числом умерших от этой болезни и числом заболевших.

\*В Ленинграде, например, в 1926 г. умерло от брюшного тифа 244 и заболело брюшным тифом 2.270. Смертельность брюшного тифа составляет  $(244 \times 100) : 2.270 = 10,7\%$ .

\*Для уяснения существенного вопроса, насколько число умерших от какой-либо болезни отражает величину заболеваемости этой болезнью, следует иметь в виду следующие простые взаимоотношения между коэффициентом смертности, коэффициентом заболеваемости и смертельностью:

$$\frac{\text{Число умерш. от данной бол.}}{\text{население}} = \frac{\text{Число заболевш. данной бол.}}{\text{население}}$$

$$\times \frac{\text{Число умерших от данной болезни,}}{\text{Число заболевших данной болезнью}}$$

или в виде цифрового примера с брюшным тифом в Ленинграде в 1926 году:

$$\frac{244}{1.535.000} = \frac{2.270}{1.535.000} \times \frac{244}{2.270}$$

\*Величина коэффициента смертности от какой-либо болезни зависит, с одной стороны, от величины коэффициента заболеваемости этой болезнью, а, с другой стороны, от величины смертельности этой болезни. Коэффициент смертности от данной болезни только тогда точно отражает заболеваемость данной болезнью и может быть использован для изучения сравнительного распространения



болезней, если смертельность болезни остается постоянной или меняется незначительно. Для хронических заболеваний это условие во многих случаях, при больших числах наблюдений, имеет место; при остро-заразных болезнях, однако, могут наблюдаться значительные колебания смертельности, в связи с большей или меньшей тяжестью эпидемии. Во всяком случае выводы о большей или меньшей распространенности отдельных болезней, на основании величин коэффициентов смертности от этих болезней, должны делаться с осторожностью, имея всегда в виду приведенные выше числовые соотношения.

Главные причины смерти. Сравнительная роль отдельных причин смерти в смертности населения меняется в различных местностях и в разные периоды. Особенно резко различия обнаруживаются в исключительные годы эпидемий, экономических и продовольственных кризисов и т. п.

\*Для примера в табл. 114 сопоставлены числа главных причин смерти в Ленинграде в исключительно неблагоприятном по смертности 1919 г. и в благоприятном 1926 г. (см. табл. 114 на стр. 557).

\*Обычно, однако, при отсутствии значительных эпидемий и резких нарушений общественной жизни, роль некоторых главных причин смерти представляется достаточно устойчивой. На первых местах обыкновенно находятся туберкулез, рак, воспаление легких и органические болезни сердца. Само собою разумеется, что в отдельных возрастных группах роль различных причин смерти существенно меняется от возраста к возрасту.

Таблица 114. Главные причины смерти в Ленинграде в 1919 и 1926 гг.

(в процентах к общему числу умерших).

1919 г.		1926 г.	
Причины смерти	%	Причины смерти	%
1) Воспаление легких . . . . .	14,1	1) Туберкулез . . . . .	15,0
2) Истощение от недоедания . . . . .	10,6	2) Воспаление легких . . . . .	11,0
3) Сыпной тиф . . . . .	8,1	3) Рак . . . . .	8,2
4) Органические болезни сердца . . . . .	7,6	4) Детские поносы . . . . .	7,7
5) Туберкулез . . . . .	6,2	5) Врожденная слабость . . . . .	7,3
6) Дизентерия . . . . .	5,1	6) Органические болезни сердца . . . . .	6,8
7) Старческий ма-разм . . . . .	4,5	7) Несчастные случаи . . . . .	3,9
8) Детские поносы . . . . .	3,5	8) Апоплексия . . . . .	3,3
9) Грипп . . . . .	3,3	9) Скарлатина . . . . .	3,0
10) Оспа . . . . .	3,0	10) Грипп . . . . .	2,9
Прочие причины	34,0	Прочие причины	30,9
	100,0		100,0

Статистическое изучение отдельных болезней. Статистическое изучение отдельных болезней, их распространения, эволюции, связи с полом и возрастом, народностью, с занятием и социальным положением представляет высокий научный интерес и значение, не только с точки зрения санитарии и профилактики, но и для клинической и лечебной медицины.

\* Для примера приводим краткие статистические данные об эволюции и связи с полом и возрастом трех болезней: брюшного тифа, туберкулеза и рака.

\* Брюшной тиф. Коэффициенты смертности от брюшного тифа за последние десятилетия почти во всех странах значительно понизились. (См. табл. 115 на стр. 559).

\* Понижение смертности от брюшного тифа выражено весьма резко. В Бельгии брюшно-тифозная смертность за 50 лет упала с 86 на 100.000 населения до 4; в Австрии с 73 до 2, в Пруссии с 58 до 3, в Швеции с 48 до 2, в Шотландии с 41 до 1 и т. д. В Западной Европе наиболее высока в настоящее время брюшно-тифозная смертность на юге, в Италии и Испании.

\* За годы мировой войны и ближайшие годы после ее окончания смертность от тифа почти всюду повысилась; в Пруссии, например, она составила в 1915 г. 11 на 100.000 жителей против 3 в 1913 г., в Венгрии 32 против 21, в Италии 30 (в 1916 г.) против 19 (в 1914 г.). За последние годы тифозная смертность везде упала ниже последнего довоенного уровня.

\* В СССР распространение брюшного тифа еще велико, хотя и значительно уменьшилось за последние годы. В 1921 г. в СССР было зарегистрировано 419.000 заболеваний брюшным тифом, в 1922 г. 269.000, в 1923 г. 134.000, в 1924 г. 166.000 и в 1925 г. 167.000. На 10.000 населения заболеваемость брюшным тифом в СССР составила в 1924—1925 г. 11,3, тогда как, например, в Германии заболеваемость тифом была около 2 на 10.000 населения.

\* Весьма значительно распространение брюшного тифа в русских городах. В этом отношении

\* Таблица 115. Смертность от брюшного тифа в разных странах <sup>1</sup>.

Г о д ы	Число умерших от брюшного тифа на 100.000 населения												
	Англия и Уэльс	Шотландия	Ирландия	Пруссия	Швеция	Норвегия	Австрия	Венгрия	Швейцария	Голландия	Бельгия	Италия	Испания
1871—1875	37	41	18	.	48	24	.	.	.	86	.	.	
1876—1880	28	37	19	58	34	16	73	.	38	27	69	.	.
1881—1885	22	27	16	45	27	11	74	.	30	18	56	.	.
1886—1890	18	19	17	25	23	10	58	.	16	13	40	79	.
1891—1895	17	19	18	17	20	7	44	31	11	12	34	51	.
1896—1900	18	17	21	13	15	8	25	42	8	10	26	50	61
1901—1905	11	12	13	9	8	5	18	29	6	9	17	35	44
1906—1910	7	7	8	6	4	4	14	27	4	6	11	27	33
1911	7	6	8	6	4	2	12	23	5	5	11	28	27
1912	4	4	5	4	3	2	11	19	4	4	9	22	22
1913	4	4	6	3	4	4	.	21	3	4	11	23	23
1914	5	5	7	9	4	3	.	20	3	4	.	19	31
1915	4	4	6	11	3	2	.	32	3	4	.	26	25
1916	3	3	6	5	4	3	.	20	2	3	.	30	25
1917	3	2	6	9	3	4	.	27	3	5	.	26	17
1918	3	3	6	9	7	4	.	23	2	9	.	30	36
1919	2	2	4	8	8	4	10	22	2	8	11	21	28
1920	1	2	6	6	3	3	6	19	2	5	6	27	34
1921	2	2	4	5	3	2	8	21	3	4	6	27	33
1922	1	1	3	3	2	2	5	17	2	2	5	22	25
1923	1	1	3	4	.	.	2	8	.	2	4	22	24
1924	2	.	4	3	.	.	2	11	.	2	.	.	21

в прежнее время особенно выдавался Ленинград, имевший репутацию наиболее пораженного брюшным тифом города в Европе. За последние годы

<sup>1</sup> Точка (.) означает отсутствие сведений.

смертность от брюшного тифа в Ленинграде сильно понизилась, но все еще высока сравнительно с заграничными городами. В табл. 116 и 117 приведены данные об эволюции тифозной смертности в Ленинграде и сравнительные данные о брюшнотифозной смертности в некоторых иностранных и русских городах в 1925 г.

\* Таблица 116. Смертность от брюшного тифа в Ленинграде.

Г о д ы	Число умерших от брюшного тифа на 100.000 населения
1881 — 1885 . . . . .	129
1886 — 1890 . . . . .	75
1891 — 1895 . . . . .	48
1896 — 1900 . . . . .	91
1901 — 1905 . . . . .	68
1906 — 1910 . . . . .	67
1911 — 1913 . . . . .	50
1914 — 1916 . . . . .	43
1917 . . . . .	49
1918 . . . . .	25
1919 . . . . .	28
1920 . . . . .	35
1921 . . . . .	37
1922 . . . . .	18
1923 . . . . .	9
1924 . . . . .	14
1925 . . . . .	19
1926 . . . . .	16
1927 . . . . .	19

\* Таблица 117. Смертность от брюшного тифа в русских и иностранных городах в 1925 г.

Число умерших от брюшного тифа на 100.000 жителей.

1) Вятка . . . . .	57,3	32) Милан . . . . .	13,9
2) Гомель . . . . .	47,5	33) Мадрид . . . . .	12,3
3) Архангельск . . . . .	43,8	34) Москва . . . . .	11,4
4) Вологда . . . . .	34,4	35) Воронеж . . . . .	11,2
5) Елец . . . . .	33,9	36) Вышний-Волочек . . . . .	11,0
6) Владимир . . . . .	32,4	37) София . . . . .	10,2
7) Харьков . . . . .	31,4	38) Краков . . . . .	9,1
8) Ярославль . . . . .	28,9	39) Будапешт . . . . .	6,7
9) Орел . . . . .	28,4	40) Париж . . . . .	6,0
10) Самара . . . . .	28,2	41) Вена . . . . .	4,4
11) Тула . . . . .	26,5	42) Бухарест . . . . .	4,4
12) Уфа . . . . .	26,1	43) Страсбург . . . . .	4,2
13) Калуга . . . . .	25,6	44) Бельфаст . . . . .	4,1
14) Сызрань . . . . .	23,7	45) Сен-Луи . . . . .	4,0
15) Тамбов . . . . .	23,5	46) Ревель . . . . .	4,0
16) Рязань . . . . .	21,1	47) Прага . . . . .	3,8
17) Саратов . . . . .	21,0	48) Гамбург . . . . .	3,5
18) Оренбург . . . . .	20,8	49) Нью-Йорк . . . . .	3,5
19) Ковров . . . . .	20,8	50) Бостон . . . . .	3,4
20) Ульяновск . . . . .	20,1	51) Амстердам . . . . .	3,1
21) Брянск . . . . .	19,8	52) Лилль . . . . .	2,5
22) Тверь . . . . .	19,6	53) Роттердам . . . . .	2,4
23) Лодзь . . . . .	19,0	54) Сен-Франциско . . . . .	2,2
24) Ленинград . . . . .	18,6	55) Дублин . . . . .	2,1
25) Нов. Орлеан . . . . .	18,5	56) Брюссель . . . . .	2,1
26) Генуя . . . . .	17,9	57) Бристоль . . . . .	1,6
27) Бежица . . . . .	17,4	58) Шеффильд . . . . .	1,5
28) Козлов . . . . .	16,1	59) Лейпциг . . . . .	1,5
29) Белград . . . . .	15,2	60) Чикаго . . . . .	1,5
30) Триест . . . . .	14,9	61) Кельн . . . . .	1,5
31) Варшава . . . . .	14,4	62) Ганновер . . . . .	1,4

63) Бреславль . . . . .	1,4	73) Франкфурт на М. . . . .	0,9
64) Дюссельдорф . . . . .	1,4	74) Осло . . . . .	0,8
65) Стокгольм . . . . .	1,4	75) Копенгаген . . . . .	0,7
66) Гульь . . . . .	1,3	76) Лидс . . . . .	0,6
67) Эссен . . . . .	1,3	77) Ливерпуль . . . . .	0,5
68) Мюнхен . . . . .	1,2	78) Гаага . . . . .	0,5
69) Манчестер . . . . .	1,2	79) Нюрнберг . . . . .	0,5
70) Глазго . . . . .	1,1	80) Бирмингам . . . . .	0,3
71) Лондон . . . . .	1,1	81) Дрезден . . . . .	0,3
72) Берлин . . . . .	1,0	82) Эдинбург . . . . .	0,2

\* Брюшной тиф представляет болезнь, особенно свойственную юношескому и молодому рабочему возрастам. Так, например, из 1.402 умерших от брюшного тифа в Ленинграде в 1910—1911 гг. 910 или 65% приходилось на возраст 15—29 лет. В табл. 118, помещенной на стр. 563, приведены коэффициенты повозрастной смертности от брюшного тифа в Ленинграде за эти годы.

\* Туберкулез. Туберкулез является одной из наиболее частых причин смерти. Среди городского населения 35 губерний РСФСР из общего числа 180.043 умерших в 1925 г.—от туберкулеза умерло 20.127, или 11%. Еще значительнее роль туберкулеза, как причины смерти, в отдельных возрастах. В Ленинграде, например, в 1925—1926 гг. среди умерших мужчин в возрасте 20—29 лет туберкулез был причиной смерти более, чем в  $\frac{1}{3}$  всех случаев (в 39%).

\* Туберкулез является также главной причиной инвалидности в молодом возрасте: как видно из приводимой на стр. 564 таблицы 119, для жителей Бадена в возрасте от 20 до 24 лет туберкулез был

\* Таблица 118. Повозрастная смертность от брюшного тифа в Ленинграде. 1910—1911 гг.

В о з р а с т	Число умерших от брюшного тифа на 100.000 жителей данного пола и возраста	
	Мужчин	Женщин
0 — 4 . . . . .	31,3	25,0
5 — 9 . . . . .	15,1	18,6
10 — 14 . . . . .	44,6	21,8
15 — 19 . . . . .	97,1	46,4
20 — 29 . . . . .	80,1	35,8
30 — 39 . . . . .	25,5	13,2
40 — 49 . . . . .	18,7	11,4
50 — 59 . . . . .	11,2	13,6
60 и выше . . . . .	14,8	10,1
Все население	48,4	24,1

причиной инвалидности в 75% всех случаев инвалидности в этом возрасте.

\* Интенсивность повозрастной смертности от туберкулеза, высокая в раннем детском возрасте, понижается к возрасту 10—14 лет, а затем повышается, достигая максимума в пожилом рабочем и старческом возрастах. В возрасте глубокой старости, выше 70 лет—обычно наблюдается некоторое понижение туберкулезной смертности. Мужская туберкулезная смертность в большинстве



возрастных групп обыкновенно значительно выше женской (см. табл. 120).

\* Таблица 119. Туберкулез, как причина инвалидности. Баден. 1910 — 1911 гг.

В о з р а с т	Из 100 инвалидов обоего пола данного возраста было инвалидов		
	Вследствие туберкулеза	Вследствие других причин	Итого
20 — 24 . . . . .	75,5	24,5	100,0
25 — 29 . . . . .	66,7	33,3	100,0
30 — 39 . . . . .	52,4	47,6	100,0
40 — 49 . . . . .	27,5	72,5	100,0
50 — 59 . . . . .	14,2	85,8	100,0
60 — 69 . . . . .	3,8	96,2	100,0
70 и выше . . . . .	0,8	99,2	100,0
Всего . . . . .	20,0	80,0	100,0

\* В приведенных таблицах данные относятся ко всем формам туберкулеза, взятым вместе. В отдельных возрастных группах соотношения различных форм туберкулеза, в частности, легочного туберкулеза и туберкулеза прочих органов, существенно различаются; в детском возрасте преобладают нелегочные формы (в частности, туберкулезный менингит), в остальных же возрастах резко преобладает туберкулез легких (см. табл. 121).

\* Таблица 120. Повозрастная смертность от туберкулеза. Ленинград. 1910 — 1911 гг. и 1923 г.

В о з р а с т	Число умерших от туберкулеза на 10.000 населения данного пола и возраста			
	1910 — 1911 гг.		1923 г.	
	Мужчин	Женщин	Мужчин	Женщин
0 — 4 . . . . .	65,0	53,0	65,9	60,0
5 — 9 . . . . .	10,7	9,3	14,5	15,4
10 — 14 . . . . .	11,1	9,9	11,3	6,3
15 — 19 . . . . .	22,1	15,5	18,6	15,0
20 — 29 . . . . .	34,9	20,2	36,8	22,1
30 — 39 . . . . .	51,6	24,9	44,8	22,3
40 — 49 . . . . .	73,6	26,2	57,9	17,0
50 — 59 . . . . .	85,9	24,0	66,3	22,1
60 — 69 . . . . .	81,8	33,6	58,5	20,6
70 и выше . . . . .	53,9	40,1	46,7	27,8
Все население . . . . .	43,5	23,8	39,6	21,8

\* Понижение смертности от туберкулеза. Характерной чертой эволюции туберкулезной смертности является наблюдаемое почти везде значительное ее понижение.

\* В Англии, например, где имеются данные, начиная с 1851 г., смертность от туберкулеза представляется в следующем виде (см. табл. 122).

\* Таблица 121. Процентные соотношения чисел умерших от легочного туберкулеза и от туберкулеза прочих органов в отдельных возрастных группах. Ленинград. 1922—1924 гг.

В о з р а с т	Из 100 умерших от туберкулеза в данном возрасте умерло		
	От легочного туберкулеза	От туберкулеза прочих органов	Всего
0 — 4 . . . . .	45,7	54,3	100,0
5 — 9 . . . . .	46,2	53,8	100,0
10 — 14 . . . . .	56,2	43,8	100,0
15 — 19 . . . . .	89,7	10,3	100,0
20 — 29 . . . . .	92,1	7,9	100,0
30 — 39 . . . . .	94,2	5,8	100,0
40 — 49 . . . . .	95,9	4,1	100,0
50 — 59 . . . . .	94,6	5,4	100,0
60 и выше . . . . .	94,3	5,7	100,0
Всего . . . . .	84,0	16,0	100,0

\* Погодные данные о смертности от туберкулеза в Англии представлены графически на черт. 34. Кроме неуклонного значительного понижения туберкулезной смертности за период до мировой войны, из таблицы и диаграммы виден характерный подъем смертности за годы мировой войны, с последующим падением ниже довоенного уровня.

Аналогичная эволюция усматривается в остальных государствах, при чем подъем за годы войны отмечается не только для воевавших стран, но и для нейтральных.

\* Ниже приводятся данные для Германии и для Голландии (см. табл. 123 и 124 на стр. 568 и 569).

\* Таблица 122. Смертность от туберкулеза в Англии и Уэльсе.

Число умерших от туберкулеза на 10.000 населения.

Г о д ы	От легочно-го туберкулеза	От туберкулеза прочих органов	От всех форм туберкулеза
1851—1855 . . . . .	28,9	7,5	36,4
1856—1860 . . . . .	26,6	6,7	33,3
1861—1865 . . . . .	26,3	6,9	33,2
1866—1870 . . . . .	25,6	6,6	32,2
1871—1875 . . . . .	23,3	6,3	29,6
1876—1880 . . . . .	21,4	6,8	28,2
1881—1885 . . . . .	19,2	6,4	25,6
1885—1890 . . . . .	17,0	6,4	23,4
1891—1895 . . . . .	15,0	6,4	21,4
1896—1900 . . . . .	13,4	5,7	19,1
1901—1905 . . . . .	12,1	5,3	17,4
1906—1910 . . . . .	10,8	4,8	15,6
1911 . . . . .	10,4	4,1	14,5
1912 . . . . .	9,9	3,7	13,6
1913 . . . . .	10,0	3,4	13,4
1914 . . . . .	10,5	3,2	13,7
1915 . . . . .	11,8	3,6	15,4
1916 . . . . .	12,0	3,6	15,6
1917 . . . . .	12,8	3,8	16,6
1918 . . . . .	13,8	3,6	17,4
1919 . . . . .	10,0	2,6	12,6
1920 . . . . .	9,0	2,3	11,3
1921 . . . . .	8,9	2,3	11,2
1922 . . . . .	9,0	2,2	11,2
1923 . . . . .	8,3	2,3	10,6
1924 . . . . .	8,4	2,2	10,6
1925 . . . . .	8,3	2,1	10,4

Таблица 123. Смертность от туберкулеза  
в Германии.

Число умерших от туберкулеза на 10.000 населения.

Г о д ы	От легочного туберкулеза (включая острый милиарный туберкулез)	От туберкулеза прочих органов	От всех форм туберкулеза
1892—1895 . .	22,9	1,8	24,7
1896—1900 . .	20,6	1,9	22,5
1901—1905 . .	18,6	2,1	20,7
1906—1910 . .	15,4	2,2	17,6
1911 . .	13,9	2,1	16,0
1912 . .	13,3	2,0	15,3
1913 . .	12,4	1,9	14,3
1914 . .	12,4	1,8	14,2
1915 . .	13,0	1,8	14,8
1916 . .	14,1	2,1	16,2
1917 . .	18,2	2,4	20,6
1918 . .	20,4	2,5	22,9
1919 . .	18,5	2,7	21,2
1920 . .	13,2	2,2	15,4
1921 . .	11,8	1,9	13,7
1922 . .	12,2	2,0	14,2
1923 . .	12,9	2,2	15,1
1924 . .	10,3	1,7	12,0
1925 . .	9,1	1,6	10,7

\* Табл. 124. Смертность от легочного туберкулеза в Голландии.

Г о д ы.	Число умерших от легочного туберкулеза на 10.000 населения данного пола		
	Муж.	Жен.	Обоего пола
1875—1879 . . . . .	21,9	22,8	22,4
1880—1884 . . . . .	19,8	20,4	20,1
1885—1889 . . . . .	19,6	19,1	19,3
1890—1894 . . . . .	19,1	19,0	19,0
1895—1899 . . . . .	17,8	17,0	17,4
1900—1904 . . . . .	14,4	13,8	14,0
1905—1909 . . . . .	12,6	13,0	12,9
1910—1914 . . . . .	10,9	11,5	11,2
1915 . . . . .	10,4	11,6	11,0
1916 . . . . .	11,9	13,4	12,7
1917 . . . . .	13,0	14,6	13,8
1918 . . . . .	14,7	17,0	15,9
1919 . . . . .	12,2	14,0	13,1
1920 . . . . .	10,1	12,0	11,0
1921 . . . . .	8,7	10,3	9,5
1922 . . . . .	7,8	9,3	8,6
1923 . . . . .	7,3	8,5	7,9
1924 . . . . .	7,2	8,6	7,9

\* Туберкулезная смертность в Голландии приведена отдельно для каждого пола в виду интересной особенности, свойственной Голландии, где в противоположность наблюдаемой почти везде более

высокой смертности мужчин,—смертность женщин от туберкулеза представляется более высокой, чем смертность мужчин.

\*Причины падения туберкулезной смертности весьма сложны и не могут считаться вполне выясненными. Одни считают главной причиной улучшение с течением времени общих экономических и санитарных условий жизни, другие видят главную причину в специальных противотуберкулезных мероприятиях; третьи считают падение туберкулезной смертности до известной степени естественным процессом биолого-социального характера. Согласно этому последнему воззрению, туберкулез—болезнь, тесно связанная с экономической и социальной эволюцией. Первобытное сельскохозяйственное население с примитивной культурой в высшей степени восприимчиво к туберкулезной инфекции. В связи с этим, в начальной стадии развития промышленности и образования крупных аггломераций сельское население, сосредоточиваясь в городах, где внешняя среда насыщена туберкулезной заразой, усиленно поражается и вымирает от туберкулеза. В дальнейшем, по мере урбанизации и индустриализации населения, возникает, благодаря постоянной вакцинации, процесс развития врожденного и приобретенного туберкулезного иммунитета в населении, что и ведет к понижению туберкулезной смертности. В подтверждение этого ссылаются на обратное развитие бугорчатки в стоящих на высоте промышленного развития и городской культуры странах и на рост туберкулеза в странах, переживающих первоначальные стадии урбанизации и промышленной эволюции.

\*Материалы о направлении туберкулезной смертности в СССР имеются лишь для немногих городов, в частности, для Ленинграда. Смертность от

туберкулеза в Ленинграде до мировой войны понижалась; за годы мировой и гражданской войны туберкулезная смертность повысилась, достигнув максимума в голодные 1919 и 1920 гг., а затем пошла на убыль, и за последние годы значительно ниже довоенной.

\*Табл. 125. Смертность от туберкулеза в Ленинграде.

Г о д ы	Число умерших от туберкулеза на 10.000 населения
1881—1883 . . . . .	54,8
1884—1888 . . . . .	52,4
1889—1893 . . . . .	46,9
1894—1898 . . . . .	40,2
1899—1903 . . . . .	39,0
1904—1908 . . . . .	38,2
1909—1913 . . . . .	34,5
1914 . . . . .	33,5
1915 . . . . .	36,6
1916 . . . . .	39,5
1917 . . . . .	36,8
1918 . . . . .	38,6
1919 . . . . .	48,0
1920 . . . . .	55,7
1921 . . . . .	38,5
1922 . . . . .	41,0
1923 . . . . .	29,6
1924 . . . . .	26,3
1925 . . . . .	22,4
1926 . . . . .	21,6
1927 . . . . .	24,1

\* Для характеристики высоты смертности от туберкулеза в русских городах, сравнительно



с заграничными, в табл. 126 сопоставлены данные за 1925 г. по ряду русских городов, для которых имеются сведения, с данными для иностранных городов.

\* Табл. 126. Смертность от туберкулеза в русских и иностранных городах в 1925 г.

Число умерших от туберкулеза на 10.000 населения.

1) София . . . . .	36,5	27) Венеция . . . . .	22,0
2) Вятка . . . . .	33,4	28) Генуя . . . . .	21,9
3) Уфа . . . . .	32,0	29) Орел . . . . .	21,3
4) Архангельск . . . . .	29,5	30) Будапешт . . . . .	21,0
5) Самара . . . . .	23,4	31) Ярославль . . . . .	20,6
6) Новгород . . . . .	29,2	32) Тверь . . . . .	19,9
7) Триест . . . . .	28,3	33) Сызрань . . . . .	19,8
8) Париж . . . . .	28,0	34) Вена . . . . .	19,6
9) Бежица . . . . .	27,2	35) Женева . . . . .	19,3
10) Калуга . . . . .	27,1	36) Брянск . . . . .	18,8
11) Вологда . . . . .	27,0	37) Тамбов . . . . .	18,3
12) Лодзь . . . . .	26,3	38) Дублин . . . . .	18,2
13) Варшава . . . . .	25,8	39) Новый Орлеан . . . . .	18,1
14) Елец . . . . .	25,7	40) Тула . . . . .	18,0
15) Владимир . . . . .	25,4	41) Берн . . . . .	17,7
16) Ревель . . . . .	25,4	42) Прага . . . . .	17,6
17) Мадрид . . . . .	25,3	43) Бельфаст . . . . .	17,5
18) Лилль . . . . .	24,4	44) Харьков . . . . .	17,5
19) Ульяновск . . . . .	24,3	45) Москва . . . . .	16,0
20) Оренбург . . . . .	23,8	46) Стокгольм . . . . .	15,6
21) Краков . . . . .	23,6	47) Цюрих . . . . .	15,1
22) Вышний-Волочек . . . . .	23,5	48) Гомель . . . . .	15,1
23) Страсбург . . . . .	23,1	49) Воронеж . . . . .	15,0
24) Саратов . . . . .	23,0	50) Осло . . . . .	15,0
25) Ковров . . . . .	22,9	51) Милан . . . . .	14,8
26) Ленинград . . . . .	22,4	52) Эссен . . . . .	13,8

53) Бреславль . . . . .	13,0	65) Сен-Франциско . . . . .	10,5
54) Козлов . . . . .	12,7	66) Брюссель . . . . .	10,0
55) Базель . . . . .	12,2	67) Копенгаген . . . . .	9,9
56) Лейпциг . . . . .	12,1	68) Амстердам . . . . .	9,7
57) Дрезден . . . . .	12,1	69) Бостон . . . . .	9,7
58) Кельн . . . . .	12,0	70) Дюссельдорф . . . . .	9,5
59) Берлин . . . . .	11,7	71) Нью-Йорк . . . . .	9,4
60) Мюнхен . . . . .	11,5	72) Франкфурт на М. . . . .	8,9
61) Гамбург . . . . .	11,3	73) Гаага . . . . .	8,9
62) Роттердам . . . . .	11,0	74) Чикаго . . . . .	8,4
63) Нюрнберг . . . . .	11,0	75) Ганновер . . . . .	7,6
64) Лондон . . . . .	10,8	76) Сен-Луи . . . . .	6,8

\* Что касается степени распространения и эволюции туберкулеза в сельской России, то в этом отношении сведения более чем скудны. Статистики причин смерти в сельской России не существует; имеющиеся же данные о заболеваемости туберкулезом отражают в первую очередь обращаемость к врачебной помощи и не дают возможности с определенностью высказаться за эволюцию туберкулеза в том или другом направлении. Материалы эти все же представляют интерес. Имеющиеся цифровые данные о заболеваемости туберкулезом в России показывали до войны весьма быстрый рост чисел регистрируемых туберкулезных больных. Несомненно, что этот быстрый рост в первую очередь был связан с расширением врачебной помощи и с повышением обращаемости к этой помощи, но нельзя отрицать и того, что этот рост цифр отчасти отражал и действительно происходившее повышение туберкулезной заболеваемости, особенно если сопоставить цифры для туберкулеза с цифрами для других хронических инфекций, как, например, сифилиса, где цифры по отношению

к населению почти не росли или росли крайне медленно, и на которых, таким образом, условия расширенной врачебной помощи как бы не отражались.

\* Табл. 127. Обращаемость больных туберкулезом и сифилисом к врачебной помощи в России.

Г о д	На 10.000 населения зарегистр. больн.		Г о д	На 10.000 населения зарегистр. больн.	
	Туберку- лезом	Сифили- сом		Туберку- лезом	Сифили- сом
1896 .	22,3	70,6	1906 .	32,9	74,7
1898 . .	23,1	72,9	1908 . .	38,9	77,6
1900 .	25,6	70,4	1910 .	42,3	76,7
1902 . .	29,7	73,2	1913 .	53,9	76,8
1904 . .	29,8	70,2			

\* Равным образом и в СССР за последние годы числа регистрируемых туберкулезных неуклонно растут, в противоположность числам регистрируемых сифилитиков.

\* Таблица 128. Числа зарегистрированных больных туберкулезом и сифилисом в СССР.  
(В тысячах).

Г о д ы	Туберкулез	Сифилис первичный и вторичный
1921 . . . . .	306,2	997,1
1922 . . . . .	318,2	937,4
1923 . . . . .	457,8	825,7
1924 . . . . .	798,6	412,4
1925 . . . . .	1.216,4	503,7

\* Рак. Рак является одной из наиболее частых причин смерти. В Ленинграде, например, в 1926 г. из всех отдельных причин смерти рак по частоте занимал третье место. Роль рака, как причины смерти, особенно велика в пожилом и старческом возрасте, где рак составляет причину смерти более, чем у  $\frac{1}{5}$  всех умерших.

\* Таблица 129. Роль рака, как причины смерти. Ленинград. 1926 г.

В о з р а с т	Из 100 умерших умерло от рака
40—44 . . . . .	15,4
45—49 . . . . .	18,4
50—54 . . . . .	22,7
55—59 . . . . .	24,1
60—64 . . . . .	23,9
65—69 . . . . .	21,9
70 и выше . . . . .	18,2

\* Интенсивность смертности от рака с возрастом быстро возрастает.

\* Таблица 130. Повозрастная смертность от рака.

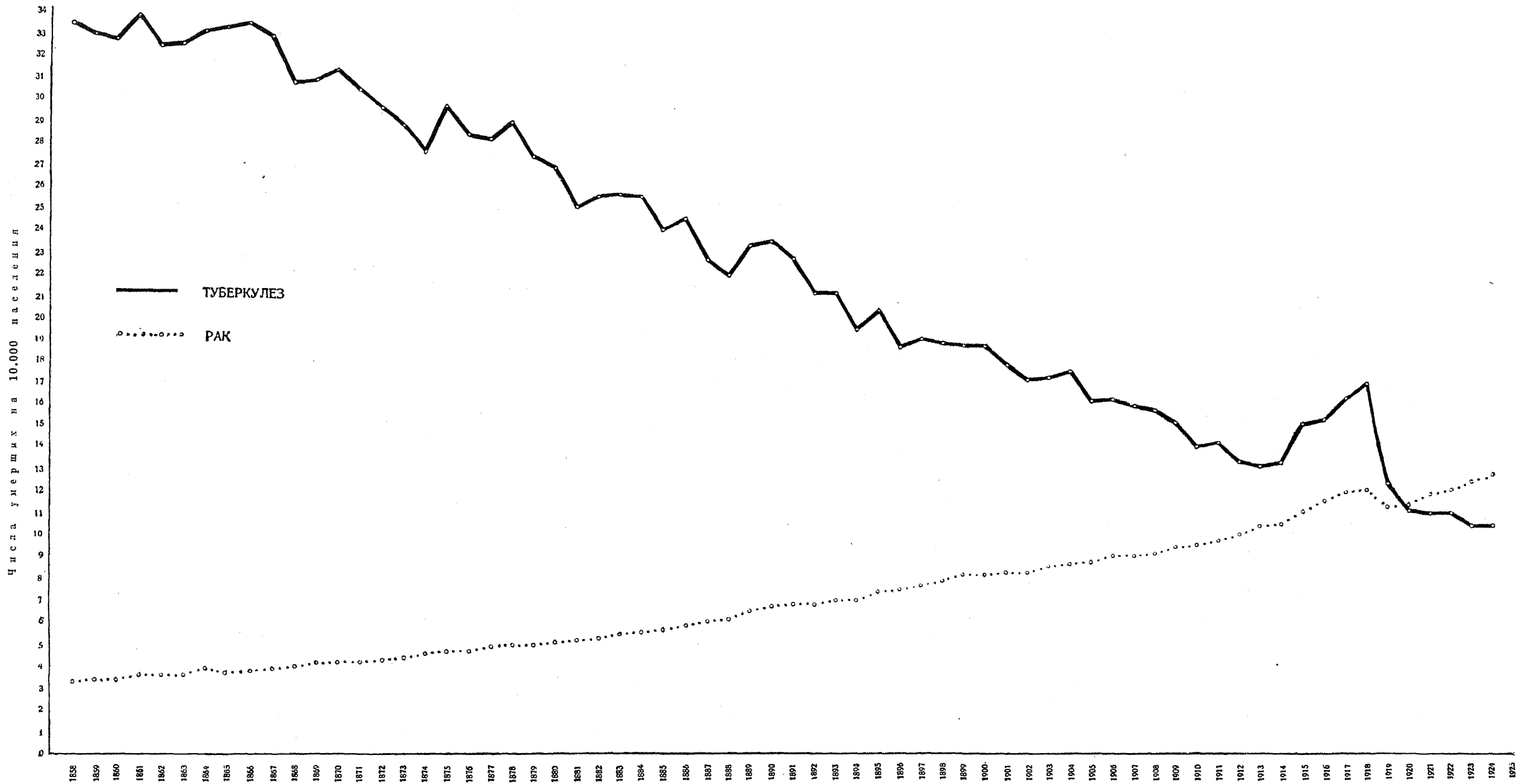
Ленинград. 1922—1924 гг.

Возраст	Число умерших от рака на 10.000 населения данного пола и возраста	
	Мужчины	Женщины
0—19 . . . . .	0,4	0,3
20—29 . . . . .	0,8	1,2
30—39 . . . . .	4,7	6,1
40—49 . . . . .	19,6	15,9
50—59 . . . . .	53,8	36,1
60—69 . . . . .	103,4	54,3
70 и выше . . . . .	115,2	68,8
Все население . . . . .	10,6	10,1

\* Увеличение смертности от рака. Характерной чертой эволюции смертности от рака является наблюдаемое почти во всех странах неуклонное возрастание раковой смертности. Эволюция рака находится в своеобразном контрасте с эволюцией туберкулеза. Эти характерные различия видны из черт. 34, на котором представлены данные для Англии и Уэльса за 1858—1924 гг. Из диаграммы видно, что в настоящее время в Англии умирает от рака больше, чем от туберкулеза, тогда как в 1858 г. умерших от туберкулеза было в 10 раз больше, чем умерших от рака. Это превышение чисел смертей от рака над числами смертей от туберкулеза наблюдается в настоящее время во многих странах. Числа умирающих от рака превышают за последние годы числа умирающих от легочного туберкулеза, кроме Англии и Уэльса,—в Шотландии, Германии, Бельгии, Дании, Голландии, Швейцарии, в Соединенных Штатах, Австралийском союзе, Новой Зеландии.

\* Смертность от рака увеличилась в Англии с 3,3 на 10.000 населения в 1858 г. до 13,4 в 1925 г.; в Германии с 6,1 в 1892 г. до 11,3 в 1925 г. За время с 1881 г. до 1922—1923 гг. раковая смертность возросла в Шотландии с 5,1 до 13,0; в Австрии с 4,2 до 13,3; в Голландии с 5,8 до 11,3; в Италии с 4,3 до 7,1; в Швейцарии с 10,0 до 13,7.

\* Рак представляет болезнь, свойственную преимущественно пожилому и старческому возрасту; поэтому, общие коэффициенты смертности от рака, определяемые отношением чисел умерших ко всему населению, недостаточны для обоснованных заключений относительно изменений раковой смертности с течением времени. В связи с понижением смертности и увеличением средней продолжительности жизни, в настоящее время большее, чем раньше, количество населения доживает



Черт. 34. Смертность от туберкулеза и рака в Англии и Уэльсе за 1858—1924 гг.

до пожилого и старческого «ракового» возраста, что может сказаться повышением общих коэффициентов раковой смертности без действительного повышения смертности в соответствующих возрастных группах. Для изучения эволюции рака необходимо поэтому не ограничиваться построением одних общих коэффициентов, но определять специальные, повозрастные и стандартизованные коэффициенты. Имеющиеся в этом отношении материалы показывают вместе с тем, что увеличиваются с течением времени не только общие коэффициенты смертности от рака, но и повозрастные, и стандартизованные. Таким образом, отпадает делаемое иногда возражение против реальности увеличения раковой смертности, основывающееся на ненадежности общих коэффициентов для суждения об эволюции раковой смертности.

\* Для примера приводим стандартизованные коэффициенты смертности от рака в Англии и Уэльсе.

\* Таблица 131. Смертность от рака в Англии и Уэльсе.

Стандартизованные коэффициенты.

Годы	Числа умерших от рака на 100.000 населения данного пола при условиях одинакового возрастного состава населения за взятые годы	
	Мужчин	Женщин
1851—1860 . .	20,7	44,0
1861 - 1870 . .	25,5	52,2
1871—1880 . .	33,3	61,9
1881—1890 . .	46,5	73,9
1891—1900 . .	63,9	88,2
1901—1910 . .	78,4	94,2
1911—1915 . .	91,6	99,8
1916—1920 .	95,7	99,6

\* Обнаруживаемое цифрами увеличение смертности от рака многие склонны считать не действительным, а лишь кажущимся явлением, зависящим от более точного и совершенствующегося с течением времени распознавания рака, особенно рака внутренних органов. Согласно этому мнению, эти трудные для распознавания формы рака в прежнее время гораздо чаще, чем теперь, оставались нераспознанными, и в случае смерти попадали или в рубрику неизвестных причин или в другие неточные и неправильные рубрики (старческий маразм, кахексия и т. п.). В подтверждение этого нередко ссылаются, что увеличение чисел умирающих от рака относится преимущественно за счет увеличения чисел умирающих от рака внутренних органов (желудка, печени, кишечника и пр.); смертность же от легко распознаваемых «доступных» форм рака (губ, языка, полости рта, кожи, грудной железы у женщин) с течением времени не увеличивается.

\* Что увеличение смертности от рака в значительной мере обуславливается более точной диагностикой, не подлежит сомнению; однако, сводить повсеместное неуклонное из года в год увеличение раковой смертности на одну более совершенную диагностику—в настоящее время более не представляется возможным. Не соответствует действительности, в виде общего правила, и утверждение, что смертность от легко распознаваемых, доступных форм рака не обнаруживает наклонности к увеличению. В Соединенных Штатах, например, смертность женщин от рака грудной железы увеличилась с 10,0 на 100.000 женского населения в 1900 г. до 19,8 в 1920 г.; смертность населения обоего пола от рака языка, губ и полости рта возросла с 3,7 до 6,4. В Англии смертность мужчин от рака языка, губ и полости рта



увеличилась с 8,7 на 100.000 населения мужского пола в 1897—1900 гг. до 12,8 в 1908—1912 гг.; смертность женщин от рака грудной железы за это же время повысилась с 14,9 до 18,6. В Италии смертность населения обоего пола от рака языка, губ и полости рта с 1,6 в 1891—1895 гг. возросла до 2,9 в 1906—1910 гг.

\* Следует в настоящее время признать, что увеличение смертности от рака представляет реальное, а не кажущееся только явление. Что касается причин увеличения раковой смертности, то в этом отношении, кроме предположений, трудно сказать что-нибудь определенное, так как действительная причина заболеваемости раком и условия его возникновения до сего времени остаются неизвестными.

---

## ГЛАВА ТРИНАДЦАТАЯ.

### ПОВОЗРАСТНАЯ СМЕРТНОСТЬ.

Смертность грудных детей. Ни один отдел демографической статистики не привлекает к себе в настоящее время большего внимания, чем отдел о смертности грудных детей, т.-е. детей в возрасте до 1 года. Предмет этот, действительно, является важным и заслуживающим тщательного изучения; вопрос о детской смертности, ее причинах и факторах вместе с тем вопрос очень сложный и нелегкий. Смертность грудных детей имеет более широкое значение, чем можно судить по названию. По словам Ньюсгольма, «смертность грудных детей—наиболее чувствительный показатель социально-экономического благополучия и санитарного состояния из всех показателей санитарной статистики». По словам другого автора, «смертность грудных детей для санитарного врача то же, что термометр для лечащего врача». Люди, беспечные по отношению к своему потомству, обыкновенно беспечны и в отношении самих себя...

\*Измерение смертности грудных детей. Смертность детей в возрасте до 1 г. не принято измерять отношением числа умерших

к числу населения этого возраста, как это делается для других возрастных групп, и смертность на первом году жизни обыкновенно измеряется отношением числа умерших в возрасте 0—1 года к числу родившихся. Делается это потому, что число детей до 1 года в населении, определенное к данному моменту времени (например, к середине календарного года, для которого измеряется величина смертности грудных детей), не исчерпывает всего количества грудных детей, подвергавшегося риску умереть за данный промежуток времени (например, за календарный год), в связи с постоянным пополнением количества детей за данный промежуток времени новыми рожденьями и в связи с быстрой сменой детей, благодаря свойственной грудному возрасту высокой смертности.

\* Мера смертности детей в возрасте 0—1 г., выражаемая отношением числа умерших детей к числу родившихся, достаточно точно соответствует вероятности для родившихся умереть, не дожив до 1 года.

\* Нередко, и даже обычно, для измерения смертности грудных детей относят число умерших в данном календарном году детей к числу родившихся в том же календарном году. В этом случае, если в Ленинграде в 1926 г. родилось 42.608 и умерло детей в возрасте до 1 года 6.038, то величину детской смертности определяют равной  $(6.038 \times 100) : 42.608 = 14,2$  на 100 родившихся. Прием этот, однако, является логически и методологически неправильным, так как не все умершие в возрасте 0—1 года в каком-либо календарном году родились в этом же году, но часть их родилась в предыдущем году; в состав умерших 0—1 года в календарном году входят таким образом умершие из родившихся в течение

двух календарных лет, и для вывода вероятности смерти нельзя, очевидно, относить умерших ни к родившимся в одном календарном году, ни к родившимся в другом, так как и в том и в другом случае числитель не будет входить целиком в ту совокупность, которая имеется в знаменателе.

\* Умирающие в возрасте до 1 года, в течение календарного года, рождаются частью в том же календарном году, частью в предыдущем, или, как говорят, относятся частью к поколению того же года, частью к поколению предыдущего года: например, умершие в возрасте 6—12 месяцев за время с 1 января по 1 июля 1926 г., очевидно, родились не в 1926 г., а в 1925 г. Если умирающие в возрасте до 1 г. в календарном году относятся к поколениям двух календарных лет, то, понятно, что и родившиеся в каком-либо календарном году умирают в возрасте до 1 г. в продолжение 2 календарных лет,—в течение года рождения и в течение следующего года: например, родившиеся в 1926 г. с 1 июля по 31 декабря и умершие в возрасте 6—12 месяцев, очевидно, умерли не в 1926 г., а в 1927 г. Если взять отношение числа тех умерших 0—1 г. в 1926 и 1927 гг., которые родились в 1926 г., к числу всех родившихся в 1926 г., то величина эта будет представлять вероятность для родившихся в 1926 г. умереть, не дожив до 1 г., т.-е. величину смертности грудных детей из данного поколения родившихся. Между тем, обычно, для практических целей, нас интересует не столько смертность детей среди данного поколения родившихся, сколько смертность детей в данном календарном году. Определить эту величину вполне точно не представляется вообще возможным, так как нельзя определить вполне точные числа

родившихся в данном календарном году и в предыдущем году, к которым относятся грудные дети, умершие в данном календарном году. Это, однако, возможно с достаточной для практических целей точностью, если остановиться на предпосылке, что рождения происходят равномерно в течение года. В этом случае, располагая данными о распределении грудных детей, умерших в данном календарном году, по году их рождения, можно распределить родившихся в данном календарном году и в предыдущем, пропорционально содержанию в составе умерших,—тех умерших, которые родились в данном году и тех, которые родились в предыдущем году.

\* Для всех этих построений необходимо располагать данными о распределении умерших грудных детей по времени их рождения, для чего необходима комбинированная регистрация умерших и по возрасту, и по времени рождения. Такая регистрация производится в сравнительно небольшом числе стран; в частности она ведется в Норвегии, Голландии и в некоторых городах и союзных государствах Германии.

Для иллюстрации изложенного в табл. 132, помещенной на стр. 586—587, приведены данные для Гамбурга, представляющие числа умерших в возрасте менее 1 года, распределенных по времени рождения и по времени смерти.

Если взять родившихся в 1911 г., то из таблицы видно, что из 1.853 родившихся в январе 1911 г.—260 умерло в 1911 г., и 5 умерло, не дожив до годовщины своего первого дня рождения, в январе 1912 г.; из 1.700 родившихся в феврале 1911 г. 254 умерло в 1911 г., 8 в январе и 3 в феврале 1912 г. и т. д. В общем из 20.662 родившихся в 1911 г. умерло в возрасте 0—1 года в том же 1911 г. 2.356 и в 1912 г. 749, а всего из поколения

1911 г. умерло, не дожив до 1 года  $2.356 + 749 = 3105$  и дожило до 1 г.  $20.662 - 3.105 = 17.557$ . Величина смертности грудных детей, родившихся в 1911 г., составляет  $(3.105 \times 100) : 20.662 = 15,0$  на 100 родившихся; величина эта, как было указано выше, не может служить характеристикой высоты детской смертности в данном календарном, т.-е. 1911 г., но характеризует смертность и выживаемость грудных детей поколения 1911 г., завися частью от высоты детской смертности 1911 г., частью от высоты детской смертности 1912 г.

\*Если из 20.662 родившихся в 1911 г. вычесть 2.356 умерших в том же 1911 г. грудных детей из этого числа родившихся, то разность  $20.662 - 2.356 = 18.306$  представляет число детей, родившихся в 1911 г. и доживших до 1 января 1912 г., т.-е. доживших до определенного момента времени. В относительных числах имеем, что из 100 родившихся в 1911 г.  $(18.306 \times 100) : 20.662 = 88,6\%$  дожило до 1 января 1912 г. и  $2.356 \times 100 : 20.662 = 11,4$  умерло, не дожив до 1 января 1912 г. Величина эта не представляет ни характеристики высоты детской смертности, свойственной поколению 1911 г., ни характеристики высоты детской смертности, свойственной 1911 г. Смысл, значение и разницу между всеми этими величинами необходимо твердо себе уяснить.

\* Для измерения смертности грудных детей, свойственной данному календарному году, обращаемся к числам 1912 г. (табл. 132). Как видно из таблицы, в 1912 г. умерло всего 2.755 детей 0-1 года; из них родилось в 1912 г. 2.006, или  $72,8\%$ , и в предыдущем 1911 г. родилось 749 или  $27,2\%$ . Для измерения детской смертности 1912 г. мы и должны отнести число всех умерших в 1912 г. грудных детей, т.-е. 2.755, к сумме из  $72,8\%$  всех родившихся

в 1912 г. и 27,2% всех родившихся в 1911 г.; всего родилось в 1912 г. 21.248 и в 1911 г. 20.662, и смертность грудных детей в 1912 г. составляет  $(2.755 \times 100) : [(21.248 \times 0,728) + (20.662 \times 0,272)] = 275.500 : (15468 + 5.620) = 275.500 : 21.088 = 13,1\%$  родившихся.

\* Если определить величину детской смертности в 1912 г. в данном случае просто отношением числа умерших в 1912 г. грудных детей к числу родившихся в том же 1912 г., то величина эта составляет  $(2.755 \times 100) : 21.248 = 13,0$ , т.-е. почти одинакова с приведенной выше (13,1), полученной более сложным путем. Эти почти одинаковые результаты зависят, однако, от того, что во взятом примере число родившихся в течение двух последних лет очень мало изменилось (20.662 и 21.248); в подобных случаях малой изменчивости чисел родившихся на протяжении двух смежных лет вполне допустим наиболее простой, хотя и неправильный теоретически, способ измерения детской смертности отношением числа умерших в возрасте до 1 года в данном календарном году к числу родившихся в этом же году; результаты в таких случаях при этом простом способе получаются почти одинаковые с результатами, получаемыми применением более правильного способа.

\* Однако, в очень нередких случаях значительной изменчивости чисел родившихся на протяжении 2 смежных лет, что особенно свойственно беспокойным годам войн, революций, экономических кризисов, всегда необходимо применять более правильный способ, считаясь с числом родившихся предыдущего года, так как иначе могут получиться результаты, сильно отклоняющиеся от действительности. В Ленинграде, например, в 1918 г. родилось 25.380 и в 1919 г. 12.365; детей 0-1 года умерло в Ленинграде в 1919 г. 5.361; если мы

Табл. 132. Числа умерших в возрасте 0—1  
и по врем  
Гамбург. 1911

Год и месяц	Число роив- шихся	Число умер- ших в 1911 г.	Число умерших в				
			Январь	Февраль	Март	Апрель	Май
1911 г.							
Январь . . . . .	1.853	260	5				
Февраль . . . . .	1.700	254	8	3			
Март . . . . .	1.752	253	4	6	6		
Апрель . . . . .	1.713	250	6	4	12	3	
Май . . . . .	1.777	251	11	3	10	4	3
Июнь . . . . .	1.670	242	11	8	11	7	8
Июль . . . . .	1.791	255	14	8	9	10	4
Август . . . . .	1.760	188	15	10	12	6	9
Сентябрь . . . . .	1.670	124	18	11	8	8	11
Октябрь . . . . .	1.668	131	19	18	17	6	14
Ноябрь . . . . .	1.603	90	27	27	8	16	8
Декабрь . . . . .	1.705	58	53	27	25	14	10
Итого . . . . .	20.662	2.356	191	125	118	74	67
1912 г.							
Январь . . . . .	1.829		78	45	30	19	17
Февраль . . . . .	1.722			56	44	20	12
Март . . . . .	1.810				63	29	21
Апрель . . . . .	1.721					57	37
Май . . . . .	1.723						76
Июнь . . . . .	1.777						
Июль . . . . .	1.833						
Август . . . . .	1.817						
Сентябрь . . . . .	1.748						
Октябрь . . . . .	1.781						
Ноябрь . . . . .	1.688						
Декабрь . . . . .	1.799						
Итого . . . . .	21.248		78	101	137	125	163
Умерло в 1912 г. . .			269	226	255	199	230



года, распределенных по времени рождения и смерти.

и 1912 гг.

1912 г., не дожив. до 1 года								Всего умерло в возрасте до 1 года	Число доживших до 1 г.		Число доживших до 1 января 1913 г.
Июнь	Июль	Август	Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	Итого		В абсолютных числах	В %/о	
							5	265	1.588	85,7	
							11	265	1.435	84,4	
							16	269	1.483	84,7	
							25	275	1.438	84,0	
							31	282	1.495	84,1	
0							45	287	1.383	82,8	
13	4						62	317	1.474	82,3	
8	6	4					70	258	1.502	85,3	
6	2	7	2				73	197	1.473	88,2	
5	8	4	6	2			99	230	1.438	86,2	
15	9	8	7	5	3		133	223	1.380	86,1	
7	13	9	3	10	6	2	179	237	1.468	86,1	
54	42	32	18	17	9	2	749	3.105	17.557	85,0	
13	12	9	8	4	9	3	247				1.582
15	15	15	9	4	6	3	199				1.523
20	15	19	7	6	15	6	201				1.609
17	20	19	6	7	6	8	177				1.544
26	20	28	12	12	13	8	195				1.528
60	41	26	21	19	7	12	186				1.591
	68	43	21	19	16	11	178				1.655
		70	25	30	20	21	166				1.651
			67	27	25	22	141				1.607
				71	38	33	142				1.639
					69	35	104				1.584
					70	70	70				1.729
151	191	229	176	199	224	232	2006				19.242
205	233	261	194	216	233	234	2755				

определим величину смертности грудных детей в 1919 г. отношением к числу родившихся одного 1919 г., то смертность составит  $(5.361 \times 100) : 12.365 = 43,4$  на 100 родившихся; при правильном же способе измерения смертность составляет 28,4. В 1920 г. в Ленинграде родилось 16.119 и в 1921 г. 28.517; детей 0—1 года умерло в 1921 г. 4.429; при неправильном способе измерения, смертность грудных детей в 1921 г. составляет 15,5% родившихся и при правильном 17,3. Из приведенных примеров, между прочим, видно, что если число родившихся в календарном году, для которого определяется детская смертность, больше, чем в предыдущем году, то при неправильном способе измерения путем сопоставления числа умерших с числом родившихся в том же году, величина смертности получается преуменьшенной против действительности; наоборот, если число родившихся в календарном году, для которого измеряется величина детской смертности, меньше, чем в предыдущем году, то при неправильном способе величина смертности получается преувеличенной.

\* Для правильного измерения смертности в возрасте до одного года необходимы данные о распределении умерших грудных детей по году их рождения. В приведенном выше примере для Гамбурга данные эти были получены прямым путем регистрации умерших по признакам возраста и года рождения. В большинстве стран, в том числе и в СССР, умершие регистрируются только по возрасту; поэтому данные о распределении умерших грудных детей по году рождения получаются косвенным путем, для чего нужно распределить умерших грудных детей по месяцам возраста в комбинации с календарными месяцами смерти. Необходимые данные для такого распределения почти везде, в том числе и в СССР,

имеются, так как возраст умерших 0—1 г., как правило, записывается в месяцах, неделях и даже днях; имеются понятно, всегда и данные о распределении умерших грудных детей по календарным месяцам смерти.

\* В табл. 133 приведены такие комбинированные данные для Ленинграда за 1926 г.

\* Табл. 133. Распределение умерших в возрасте до 1 года по месяцам жизни и календарным месяцам смерти.

Ленинград 1926 г.

Месяц смерти Возраст в месяцах	Месяц смерти												
	Январь.	Февраль.	Март.	Апрель.	Май.	Июнь.	Июль.	Август.	Сентябрь.	Октябрь.	Ноябрь.	Декабрь.	Итого.
0—1 мес. .	181	171	174	208	179	132	120	120	139	147	138	174	1.883
1—2 » .	29	32	58	70	29	27	46	29	35	20	32	32	439
2—3 » .	33	25	58	61	31	17	52	40	26	25	19	32	419
3—4 » .	21	24	41	59	47	31	67	47	31	29	21	35	453
4—5 » .	17	22	58	49	28	39	76	50	23	27	14	30	433
5—6 » .	32	25	31	45	40	43	69	42	17	18	12	27	401
6—7 » .	27	29	59	41	39	36	55	39	15	20	21	23	404
7—8 » .	20	19	40	48	15	37	60	33	26	17	14	20	349
8—9 » .	17	21	41	25	30	27	58	40	28	13	19	22	341
9—10 » .	15	21	36	38	26	27	63	47	23	10	18	22	346
10—11 » .	11	12	32	29	34	27	47	37	17	11	12	24	293
11—12 » .	27	15	35	36	26	17	40	28	11	11	13	18	277
Итого . .	430	416	663	709	524	460	753	552	391	348	333	459	6.038

\* Все умершие в возрасте 0—1 месяца, начиная с февраля до конца 1926 г., очевидно, родились

в 1926 г., равно как и умершие в возрасте 1—2 месяцев, начиная с марта; умершие в возрасте 2—3 месяцев, начиная с апреля, и т. д. Наоборот, все умершие в возрасте 11—12 месяцев, начиная с января и кончая ноябрем, родились в 1925 г., равно как и умершие в возрасте 10—11 месяцев, начиная с января и кончая октябрём, умершие в возрасте 9—10 месяцев, начиная с января и кончая сентябрём и т. д. Для умерших в возрасте до 1 месяца в январе, в возрасте 1—2 месяцев в феврале, в возрасте 2—3 месяцев в марте и т. д. принимается, что половина из них относится к поколению, родившемуся в 1926 г., и половина в 1925 г.

\* Если провести, как это сделано в табл. 133, диагональ от верхнего левого угла таблицы к нижнему правому углу, то в образовавшийся верхний правый треугольник попадают числа умерших, которые родились в календарном году, для которого определяется величина детской смертности (во взятом примере в 1926 г.), а в нижний левый треугольник попадают числа умерших, которые родились в предыдущем году. Числа умерших, пересекаемые диагональю, относятся наполовину к родившимся в данном календарном году и наполовину к родившимся в предыдущем году.

\* В табл. 134 представлен ход необходимых вычислений для распределения умерших грудных детей по году рождения.

\* Из общего количества 6.038 умерших в 1926 г. грудных детей 38,3% родилось в 1925 г. и 61,7% в 1926 г. Поэтому для определения детской смертности в 1926 г. нужно отнести 6.038 умерших к сумме из 38,3% родившихся в 1925 г. (число это составляет 38.402) и 61,7% родившихся в 1926 г. (42.608).

$$(6.038 \times 100) : [(38.402 \times 0,383) + (42.608 \times 0,617)] \\ = 603.800 : 40.997 = 14,7\% \text{ родившихся.}$$

\* Таблица 131. Распределение, по данным таблицы 133, умерших в возрасте до 1 года в 1926 году в Ленинграде, по календарному году их рождения.

Возраст умерших в месяцах	Родились в 1925 г.	Родились в 1926 г.
0 — 1 мес. . . . .	181 2	$\frac{181}{2} + 1702$
1 — 2 » . . . . .	29 + $\frac{32}{2}$	$\frac{32}{2} + 378$
2 — 3 » . . . . .	58 + $\frac{58}{2}$	$\frac{58}{2} + 303$
3 — 4 » . . . . .	86 + $\frac{59}{2}$	$\frac{59}{2} + 308$
4 — 5 » . . . . .	146 + $\frac{28}{2}$	$\frac{28}{2} + 259$
5 — 6 » . . . . .	173 + $\frac{43}{2}$	$\frac{43}{2} + 185$
6 — 7 » . . . . .	231 + $\frac{55}{2}$	$\frac{55}{2} + 118$
7 — 8 » . . . . .	239 + $\frac{33}{2}$	$\frac{33}{2} + 77$
8 — 9 » . . . . .	259 + $\frac{28}{2}$	$\frac{28}{2} + 54$
9 — 10 » . . . . .	296 + $\frac{10}{2}$	$\frac{10}{2} + 40$
10 — 11 » . . . . .	257 + $\frac{12}{2}$	$\frac{12}{2} + 24$
11 — 12 » . . . . .	259 + $\frac{18}{2}$	$\frac{18}{2}$
Итого . . .	$2033 + \frac{557}{2} = 2311,5$ 38,3%	$\frac{557}{2} + 3448 = 3726,5$ 61,7%

\* Некоторая неточность приведенного распределения происходит от простого деления пополам совокупностей январских смертных случаев в возрасте от 0 до 1 месяца, февральских в возрасте от 1 до 2 месяцев и т. д. Неточность эта тем меньше, чем выше соответственный месяц возраста; несколько большая ошибка получается для умерших в январе в возрасте от 0 до 1 месяца, так как за этот промежуток возраста смертность резко понижается.

\* Можно уточнить приведенное распределение, пользуясь данными об умерших на первом месяце жизни, распределенных по неделям жизни.

\* Таблица 135. Распределение умерших в Ленинграде в январе 1926 г. детей в возрасте от 0 до 1 месяца, по году их рождения.

Возраст в неделях	Всего умерло в январе 1926 г.	Из них родилось	
		В 1925 г.	В 1926 г.
0—1 неделя .	110	$110 \times \frac{1}{8} = 13,8$	$110 \times \frac{7}{8} = 96,2$
1—2 недели .	37	$37 \times \frac{3}{8} = 13,9$	$37 \times \frac{5}{8} = 23,1$
2—3 недели .	26	$26 \times \frac{5}{8} = 16,3$	$26 \times \frac{3}{8} = 9,7$
3—4 недели .	8	$8 \times \frac{7}{8} = 7,0$	$8 \times \frac{1}{8} = 1,0$
Итого . .	181	51	130

\* При построении этом исходят из предпосылки равномерного распределения в пределах каждой

из четырех возрастных групп смертных случаев по календарным неделям и равномерной смертности в этих возрастных пределах. При такой предпосылке, и считая в январе 4 недели, из 110 умерших в возрасте от 0 до 1 недели все умершие в течение 3 последних календарных недель января, т. - е.  $\frac{3}{4}$  или  $\frac{6}{8}$ , очевидно, родились в 1926 г., а из умерших в течение первой январской недели  $\frac{1}{8}$  родилась в 1925 г. и  $\frac{1}{8}$  в 1926 г. Из 37 умерших в возрасте от 1 до 2 недель все умершие в течение 2 последних календарных недель, т.-е.  $\frac{2}{4}$  или  $\frac{4}{8}$  родились в 1926 г., умершие в течение первой календарной недели или  $\frac{2}{8}$  родились в 1925 г., а из умерших в течение второй календарной недели  $\frac{1}{8}$  родилась в 1925 г. и  $\frac{1}{8}$  в 1926 г.

\* Для ясности приводим эти соображения в табличной форме (см. табл. 136).

\* Таблица эта вполне аналогична табл. 133 с той лишь разницей, что в табл. 133 умершие каждого месяца возраста были распределены по календарным месяцам, на основании фактических данных, а в табл. 136 умершие каждой недели возраста распределены по 4 календарным неделям месяца равномерно. Как и в табл. 133, диагональ, проведенная от левого верхнего угла таблицы к нижнему правому углу, делит таблицу на 2 треугольника, из которых в верхний треугольник попадают родившиеся в данном календарном году, а в нижний—родившиеся в предыдущем году.

\* Из табл. 135 видно, что из 181 умерших на 1 месяце жизни в январе 1926 г. 51, или 28,2%, родилось в 1925 г. и 130, или 71,8%, родилось в 1926 г. Изменяя соответственно данные табл. 134, находим, что из 6.038 умерших в 1926 г. в возрасте от 0 до 1 г. в Ленинграде родились в 1926 г.  $3726,5 - (181 : 2) + 130 = 3.766$  и в 1925 г.  $2.311,5 - (181 : 2) + 51 = 2.272$ .

\*Таблица 136. Распределение умерших в Ленинграде в январе 1926 г. детей в возрасте от 0 до 1 месяца по году их рождения.

Возраст в неделях	Календ. неделя смерти				Итого
	1-я календ. неделя ян- варя	2-я календ. неделя ян- варя	3-я календ. неделя ян- варя	4-я календ. неделя ян- варя	
0—1 неделя . . . . .	$\frac{110}{4}$	$\frac{110}{4}$	$\frac{110}{4}$	$\frac{110}{4}$	110
1—2 недели . . . . .	$\frac{37}{4}$	$\frac{37}{4}$	$\frac{37}{4}$	$\frac{37}{4}$	37
2—3 недели . . . . .	$\frac{26}{4}$	$\frac{26}{4}$	$\frac{26}{4}$	$\frac{26}{4}$	26
3—4 недели . . . . .	$\frac{8}{4}$	$\frac{8}{4}$	$\frac{8}{4}$	$\frac{8}{4}$	8
Итого . . . . .	$\frac{181}{4}$	$\frac{181}{4}$	$\frac{181}{4}$	$\frac{181}{4}$	181

\* Можно произвести и дальнейшие уточнения, считаясь с неточностью, происходящей от предпосылки неизменной смертности на первой неделе жизни и простого деления пополам совокупности умерших в возрасте от 0 до 1 недели, между тем, как смертность в течение первой недели жизни существенно меняется в сторону понижения.

\* Для уточнения здесь требуется распределение умерших на первой неделе жизни по дням жизни.



Ход вычисления аналогичен вычислениям в табл. 135 и 136 (см. стр. 592 и 594).

\* Таблица 137. Распределение умерших в Ленинграде в январе 1926 г. в возрасте от 0 до 1 недели по году их рождения.

Возраст умерших в днях	Всего умерло в январе 1926 г.	Из них родилось	
		В 1925 г.	В 1926 г.
0—1 дня . . .	40	$40 \times \frac{1}{60} = 0,7$	$40 \times \frac{59}{60} = 39,3$
1—2 дня . . .	29	$29 \times \frac{3}{60} = 1,5$	$29 \times \frac{57}{60} = 27,5$
2—3 дня . . .	12	$12 \times \frac{5}{60} = 1,0$	$12 \times \frac{55}{60} = 11,0$
3—4 дня . . .	11	$11 \times \frac{7}{60} = 1,3$	$11 \times \frac{53}{60} = 9,7$
4—5 дня . . .	8	$8 \times \frac{9}{60} = 1,2$	$8 \times \frac{51}{60} = 6,8$
5—6 дней . .	3	$3 \times \frac{11}{60} = 0,6$	$3 \times \frac{49}{60} = 2,4$
6—7 дней . .	7	$7 \times \frac{13}{60} = 1,5$	$7 \times \frac{47}{60} = 5,5$
	110	7,8	102,2

\* Из 110 умерших на первой неделе жизни в январе 1926 г.—7,8, или 7,1%, родились в 1925 г. и 102,2, или 92,9%, родились в 1926 г. (по менее точным данным табл. 135,—12,5% и 87,5%).

\* Внося соответственные изменения в предыдущие данные, получаем окончательно, что из 6.038

умерших в Ленинграде в 1926 г. в возрасте от 0 до 1 г.—2.266, или 37,5, родились в 1925 г. и 3.772, или 62,5%, родились в 1926 г. Смертность грудных детей в Ленинграде в 1926 г. составляет таким образом  $6.038 \times 100 : [(38.402 \times 0,375) + (42.608 \times 62,5)] = = 603.800 : 41.031 = 14,7\%$  на 100 родившихся.

\* Полученная величина детской смертности одинакова с величиной, полученной выше без уточнения январских данных (стр. 590). Это, однако, объясняется только тем, что числа родившихся в Ленинграде в 1925 и 1926 гг. изменялись не очень значительно; в случаях же резкой изменчивости, указанные поправки могут внести в результаты довольно значительные изменения.

\* Вместе с тем полученная величина смертности грудных детей в Ленинграде в 1926 г. (14,7% родившихся) довольно существенно отличается от величины, получаемой простым отношением числа умерших в 1926 г. детей к числу родившихся в том же году (14,2% родившихся).

\* Описанные приемы распределения умерших в возрасте от 0 до 1 г. по году их рождения можно применять и в упрощенном виде, пользуясь, например, только данными о распределении умерших по месяцам жизни, без комбинации с календарными месяцами смерти. Для этого исходят из предпосылки равномерного распределения умерших в данных возрастных пределах по календарным месяцам и равномерной смертности в этих возрастных пределах, аналогично тому, как это было указано выше, для распределения умерших в возрасте 0—1 месяца и в возрасте 0—1 неделя.

\* Так, если имеется распределение умерших по отдельным месяцам жизни без распределения по календарным месяцам смерти, то ход вычисления для ленинградских данных за 1926 г. представляется в следующем виде:

\*Таблица 138. Распределение умерших в Ленинграде в 1926 г. в возрасте от 0 до 1 г. по году их рождения.

Возраст умерших в месяцах	Число умерших	Из них родилось	
		В 1925 г.	В 1926 г.
0— 1 мес. .	1883	$\frac{1}{24} \times 1883 = 78$	$\frac{23}{24} \times 1883 = 1805$
1— 2 мес. .	439	$\frac{3}{24} \times 439 = 55$	$\frac{21}{24} \times 439 = 384$
2— 3 мес. .	419	$\frac{5}{24} \times 419 = 87$	$\frac{19}{24} \times 419 = 332$
3— 4 мес. .	453	$\frac{7}{24} \times 453 = 132$	$\frac{17}{24} \times 453 = 321$
4— 5 мес. .	433	$\frac{9}{24} \times 433 = 162$	$\frac{15}{24} \times 433 = 271$
5— 6 мес. .	401	$\frac{11}{24} \times 401 = 184$	$\frac{13}{24} \times 401 = 217$
6— 7 мес. .	404	$\frac{13}{24} \times 404 = 219$	$\frac{11}{24} \times 404 = 185$
7— 8 мес. .	349	$\frac{15}{24} \times 349 = 218$	$\frac{9}{24} \times 349 = 131$
8— 9 мес. .	341	$\frac{17}{24} \times 341 = 242$	$\frac{7}{24} \times 341 = 99$
9—10 мес. .	346	$\frac{19}{24} \times 346 = 274$	$\frac{5}{24} \times 346 = 72$
10—11 мес. .	293	$\frac{21}{24} \times 293 = 256$	$\frac{3}{24} \times 293 = 37$
11—12 мес. .	277	$\frac{23}{24} \times 277 = 265$	$\frac{1}{24} \times 277 = 12$
Итого . .	6038	2172=36,0%	3866=64%

\* Для получения чисел родившихся в предыдущем году (в данном случае в 1925 г.) числа умерших каждой возрастной группы умножаются на множителей, где числителем берется сумма чисел предельных значений каждой данной возрастной группы, а знаменателем удвоенное количество месяцев в году, т.е.  $12 \times 2 = 24$  (если дело идет о неделях, то удвоенное количество недель и т. д.). Так, числитель множителя для возраста 0—1 месяца  $= 0 + 1 = 1$ , для возраста 1—2 месяцев  $= 1 + 2 = 3$ , для возраста 2—3 месяцев  $= 2 + 3 = 5$  и т. д. Числа родившихся в данном календарном году получают простым вычитанием из общего числа умерших в данном возрасте числа умерших в предыдущем году.

\* Можно пользоваться и данными об умерших, распределенных не по отдельным месяцам жизни, но по группам месяцев. (См. 139 на стр. 560).

\* Приведенные в табл. 138 и 139 построения дают менее точные результаты, чем приведенные выше.

\* Во взятом примере результаты расходятся в общем незначительно, но в ряде случаев расхождение может получиться достаточно существенное. Рекомендуется поэтому, где возможно, применять более точный способ.

\* Приведенные способы измерения смертности грудных детей в данном календарном году основаны на пропорциональном делении чисел родившихся в данном и предыдущем годах, соответственно процентному содержанию в составе умерших в данном году детей—детей родившихся в данном и предыдущем году, при чем исходят из предпосылки равномерного распределения рождений в течение года. Известным демографом Бэком предложен другой способ измерения смертности грудных детей, который Бэк считает

\*Таблица 139. Распределение умерших в Ленинграде в 1926 г. в возрасте от 0 до 1 г. по году рождения.

Возраст умерших в месяцах	Число умерших	Из них родилось	
		В 1925 г.	В 1926 г.
0—1 мес. . .	1883	$\frac{1}{24} \times 1883 = 78$	$\frac{23}{24} \times 1883 = 1805$
1—3 мес. . .	858	$\frac{4}{24} \times 858 = 143$	$\frac{20}{24} \times 858 = 715$
3—6 мес. . .	1287	$\frac{9}{24} \times 1287 = 483$	$\frac{15}{24} \times 1287 = 804$
6—9 мес. . .	1094	$\frac{15}{24} \times 1094 = 684$	$\frac{9}{24} \times 1094 = 410$
9—12 мес. . .	916	$\frac{21}{24} \times 916 = 802$	$\frac{3}{24} \times 916 = 114$
Итого . .	6038	2190 36,3%	3848 63,7%

единственно правильным для измерения смертности детей на протяжении календарного года; способ пропорционального деления Бэка считает грубо эмпирическим. Способ Бэка заслуживает полного внимания, хотя в общем дает результаты, близкие к получаемым путем пропорционального деления родившихся.

\* Принимая обозначения:

$l_0$  — число родившихся в календарном году, для которого измеряется смертность в возрасте 0—1 года.

$l_1$  — число родившихся в предыдущем году.

$d_0$  — число умерших 0—1 г., которые родились в предыдущем году и умерли в течение года своего рождения.

$d_2$  — Число умерших 0—1 г., которые родились в предыдущем году и умерли в году, для которого измеряется детская смертность.

$d_1$  — Число умерших 0—1 г., которые родились в году, для которого измеряется детская смертность, и умерли в течение этого года своего рождения.

\*Вероятность умереть для грудных детей определяется по формуле:

$$\frac{d_1}{l_0} + \frac{d_2 (l_0 - d_1)}{l_0 (l_1 - d_0)}$$

и вероятность дожить до 1 года по формуле

$$\frac{l_0 - d_1}{l_0} \times \frac{l_1 - d_0 - d_2}{l_1 - d_0}$$

\*Примером вычисления берем те же ленинградские данные за 1926 г.

Здесь имеем:

$$l_0 = 42.608$$

$$l_1 = 38.402$$

$$d_0 = 3.472$$

$$d_2 = 2.266$$

$$d_1 = 3.772$$

\*Вероятность умереть =

$$\frac{3.772}{42.608} + \frac{2.266 (42.608 - 3.772)}{42.608 (38.402 - 3.472)} = 0,0885 + 0,0591 = 0,1476, \text{ или } 14,76 \text{ на } 100 \text{ родившихся.}$$

\*Вероятность дожить до 1 г., т.-е. противоположную вероятность, можно, понятно, определить, не прибегая к формуле, а просто путем вычитания вероятности умереть из единицы: вероятность

дожить до 1 года в данном случае равняется  $1 - 0,1476 = 0,8524$ .

\* Определенная по способу Бэка величина смертности грудных детей в Ленинграде в 1926 г. (14,76) почти одинакова с величиной, определенной выше путем пропорционального распределения родившихся (14,7).

\* В тех случаях, когда не имеется нужных данных, или не представляется возможным, производить распределение умерших грудных детей по году их рождения, и в то же время, в виду изменчивости чисел родившихся, представляется желательным учесть при измерении детской смертности рождения предыдущего года, можно прибегать к разным способам.

\* 1. Наиболее точным по теоретическим основаниям является способ, при котором в знаменателе берется число родившихся за время с 1 июля предыдущего года по 1 июля года, для которого измеряется смертность грудных детей. Например, в Ленинграде в 1926 г. умерло грудных детей 6.038 и родилось с 1 июля 1925 г. по 1 июля 1926 г. 40.703; смертность грудных детей  $= 6.038 \times \frac{100}{40.703} = 14,8$  на 100 родившихся.

\* 2. Можно брать в знаменателе среднюю арифметическую чисел родившихся в году, для которого измеряется детская смертность, и в предыдущем году. Например, в Ленинграде в 1926 г. умерло грудных детей 6.038 и родилось в 1925 г. 38.402 и в 1926 г. 42.608; смертность грудных детей  $= (6.038 \times 100) : [(38402 + 42608) : 2] = 14,9$ .

\* 3. Исходя из того, что в составе смертных случаев в возрасте до 1 г. в календарном году обыкновенно от  $\frac{2}{3}$  до  $\frac{3}{4}$  случаев относится к поколению того же года и от  $\frac{1}{3}$  до  $\frac{1}{4}$  к поколению предыдущего года, можно брать в знаменателе сумму из  $\frac{2}{3}$  числа родившихся в году, для которого

измеряется детская смертность, и  $\frac{1}{3}$  числа родившихся в предыдущем году, или сумму из  $\frac{3}{4}$  числа родившихся в данном году и  $\frac{1}{4}$  числа родившихся в предыдущем году; некоторые рекомендуют брать 72% и 28%. Ни одно из этих числовых отношений не заслуживает особенного предпочтения перед другим, так как в составе умирающих в возрасте до 1 г. процент родившихся в календарном году смерти варьирует в разных местностях и колеблется в отдельные годы. В Ленинграде, например, в 1919 году процент этот составлял 50,1; в 1912 г. 57,5; в 1926 г. 62,5; в 1925 г. 65; в 1923 г. 73,4; в 1921 г. 77,0. В России, в общем, процент этот чаще бывает ближе к 66.

\* В Ленинграде в 1926 г. смертность грудных детей составляет, если взять в знаменателе  $\frac{2}{3}$  родившихся в 1926 г. и  $\frac{1}{3}$  родившихся в 1925 г.—14,7 на 100 родившихся и если взять в знаменателе 75% родившихся в 1926 г. и 25% родившихся в 1925 г.—14,5.

\* Определенная для примера разными способами величина смертности грудных детей в Ленинграде в 1926 г. представляет малые различия при отдельных способах.

\* Сопоставляя вычисленные выше величины имеем:

Беря в знаменателе число родившихся 1926 г.—14,2.

Беря в знаменателе проценты родившихся 1925 и 1926 гг. соответственно распределению умерших по году рождения—14,7.

\* По способу Бэка—14,8.

Беря в знаменателе число родившихся с июля 1925 г. по июль 1926 г.—14,8.

Беря в знаменателе среднее арифметическое чисел родившихся в 1925 и 1926 гг.—14,9.

Беря в знаменателе  $\frac{2}{3}$  родившихся 1926 г. и  $\frac{1}{3}$  родившихся в 1925 г.—14,7.



Беря в знаменателе 75% родившихся 1926 г. и 25% родившихся в 1925 г.—14,5.

\* Эти малые различия, как указывалось выше, зависят от небольшого в общем изменения числа рождений в Ленинграде в 1926 г. сравнительно с 1925 г. При значительном изменении чисел родившихся на протяжении 2 смежных лет, получаются достаточно существенные различия при различных способах вычисления.

\* В общем в случаях, где число родившихся в году, для которого измеряется смертность грудных детей, очень мало изменилось, сравнительно с предыдущим годом, можно для измерения смертности брать в знаменателе числа родившихся этого года. В случаях, когда число родившихся изменилось в общем не слишком значительно, как например, в Ленинграде в 1926 г. сравнительно с 1925 г., проще всего брать в знаменателе число родившихся с июля предыдущего года по июль данного года. Наконец, в случаях резких изменений чисел родившихся, необходимо производить распределение умерших грудных детей по году их рождения и брать в знаменателе соответственные пропорциональные числа родившихся или же применять способ Бэка. Эти последние два наиболее точных способа целесообразно применять во всех вообще случаях, когда желательно получить наиболее точные результаты.

Понижение смертности грудных детей. Смертность грудных детей во всех культурных странах за последние десятилетия понизилась и продолжает понижаться. В Швеции, единственной стране, для которой имеются данные почти за 200 лет, стойкое понижение детской смертности началось еще в 20-х годах прошлого столетия.

Табл. 149. Смертность в возрасте 0—1 года  
в Швеции

Г о д ы	Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся
1751/1755 . . . . .	20,6
1756/1760 . . . . .	20,3
1761/1765 . . . . .	22,2
1766/1770 . . . . .	21,0
1771/1775 . . . . .	21,3
1776/1780 . . . . .	19,2
1781/1785 . . . . .	19,4
1786/1790 . . . . .	20,6
1791/1795 . . . . .	19,3
1796/1800 . . . . .	20,0
1801/1805 . . . . .	18,6
1806/1810 . . . . .	21,1
1811/1815 . . . . .	19,2
1816/1820 . . . . .	17,6
1821/1825 . . . . .	15,9
1826/1830 . . . . .	17,6
1831/1835 . . . . .	16,7
1836/1840 . . . . .	16,6
1841/1845 . . . . .	15,4
1846/1850 . . . . .	15,3
1851/1855 . . . . .	14,9
1856/1860 . . . . .	14,3
1861/1865 . . . . .	13,6
1866/1870 . . . . .	14,2
1871/1875 . . . . .	13,4
1876/1880 . . . . .	12,6
1881/1885 . . . . .	11,6
1886/1890 . . . . .	10,5
1891/1895 . . . . .	10,3
1896/1900 . . . . .	10,1
1901/1905 . . . . .	9,1
1906/1910 . . . . .	7,8
1911/1915 . . . . .	7,2
1916/1920 . . . . .	6,6
1921/1925 . . . . .	6,1

\*Смертность грудных детей в Швеции в старые времена была почти в 4 раза выше, чем в настоящее время.

\*В табл. 150 сопоставлены краткие данные для некоторых других стран. Страны расположены в восходящем порядке величин детской смертности в 1881—1885 гг. Периоды времени не для всех стран точно соответствуют указанным в заголовках. В частности, данные за 1906—19 5 гг. для Германии относятся к 1907—1914 гг., для Франции к 1908—1913 гг., для Бельгии к 1909—1912 гг.

\*Табл. 150. Смертность в возрасте 0—1 года в разных странах.

Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся

Государства \ Период времени	1881/1885 гг.	1896/1905 гг.	1906/1915 гг.	1925/1926 гг. или ближайшие годы
Норвегия . . . . .	9,9	8,8	6,8	5,3
Дания . . . . .	13,4	12,6	10,3	8,2
Англия и Уэльс . . . . .	13,9	14,7	11,3	7,2
Бельгия . . . . .	15,6	15,3	13,9	9,1
Франция . . . . .	16,7	14,9	12,2	9,4
Швейцария . . . . .	17,1	13,9	10,8	5,8
Голландия . . . . .	18,1	14,7	11,5	5,6
Испания . . . . .	19,3	19,5	15,6	13,1
Италия . . . . .	19,5	16,8	14,4	12,6
Германия . . . . .	22,9	20,7	16,8	10,3

\* Смертность грудных детей во всех приведённых странах в настоящее время значительно ниже довоенной.

\* В следующей таблице сопоставлены данные для Европейской России за 1867—1911 гг. и суммарные данные по РСФСР, Белоруссии и Украине за 1925 г. За 1912—1924 гг. сколько-нибудь полных и точных данных о детской смертности не имеется.

\* Табл. 151. Смертность в возрасте 0—1 года в Европейской России

Г о д ы	Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся
1867/1871 . . . . .	26,7
1872/1876 . . . . .	27,3
1877/1881 . . . . .	27,0
1882/1886 . . . . .	27,1
1887/1891 . . . . .	26,9
1892/1896 . . . . .	27,5
1897/1901 . . . . .	26,0
1902/1906 . . . . .	25,3
1907/1911 . . . . .	24,4
1925 . . . . .	20,2

\* Для отдельных республик смертность грудных детей в 1925 г. составила на 100 родившихся:

РСФСР (30 губерний, 3 авт. области, 3 авт. республики и Уральская обл.) . .	23,1
Белорусская ССР . . . . .	12,5
Украинская ССР . . . . .	14,6
<u>В с е г о . . . . .</u>	<u>20,2</u>

\* Детская смертность в России до войны, начиная с 90-х годов, хотя и медленно, но понижалась. В 1925 г. понижение было значительным и смертность была на 17% ниже смертности последнего довоенного времени. Сравнительно с другими странами, смертность грудных детей в СССР все еще весьма высока.

\* В табл. 152 приводятся данные об эволюции смертности грудных детей в некоторых более крупных зарубежных городах и в табл. 153 данные о детской смертности в Москве и Ленинграде.

\* Таблица 152. Смертность в возрасте 0—1 г. в иностранных городах.

	Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся			
	1881— 1885 гг.	1891— 1895 гг.	1906— 1910 гг.	1924— 1925 гг.
Лондон . . . . .	15,0	15,6	11,4	6,8
Париж . . . . .	16,2	13,5	10,6	8,8
Берлин . . . . .	27,9	24,2	16,4	9,3
Гамбург . . . . .	22,2	22,6	15,0	8,3
Мюнхен . . . . .	33,1	30,2	19,0	11,7
Вена . . . . .	19,6	21,9	17,2	9,8
Прага . . . . .	21,8	19,4	15,6	11,0
Будапешт . . . . .	24,4	19,9	15,1	14,0
Гаага . . . . .	21,4	18,6	9,9	3,4
Амстердам . . . . .	20,3	16,8	9,0	3,5
Копенгаген . . . . .	20,2	18,5	12,9	7,1
Стокгольм . . . . .	20,8	17,0	10,3	4,9
Осло (Христиания)	15,6	15,8	9,6	4,5
Милан . . . . .	15,6	15,8	12,9	9,4

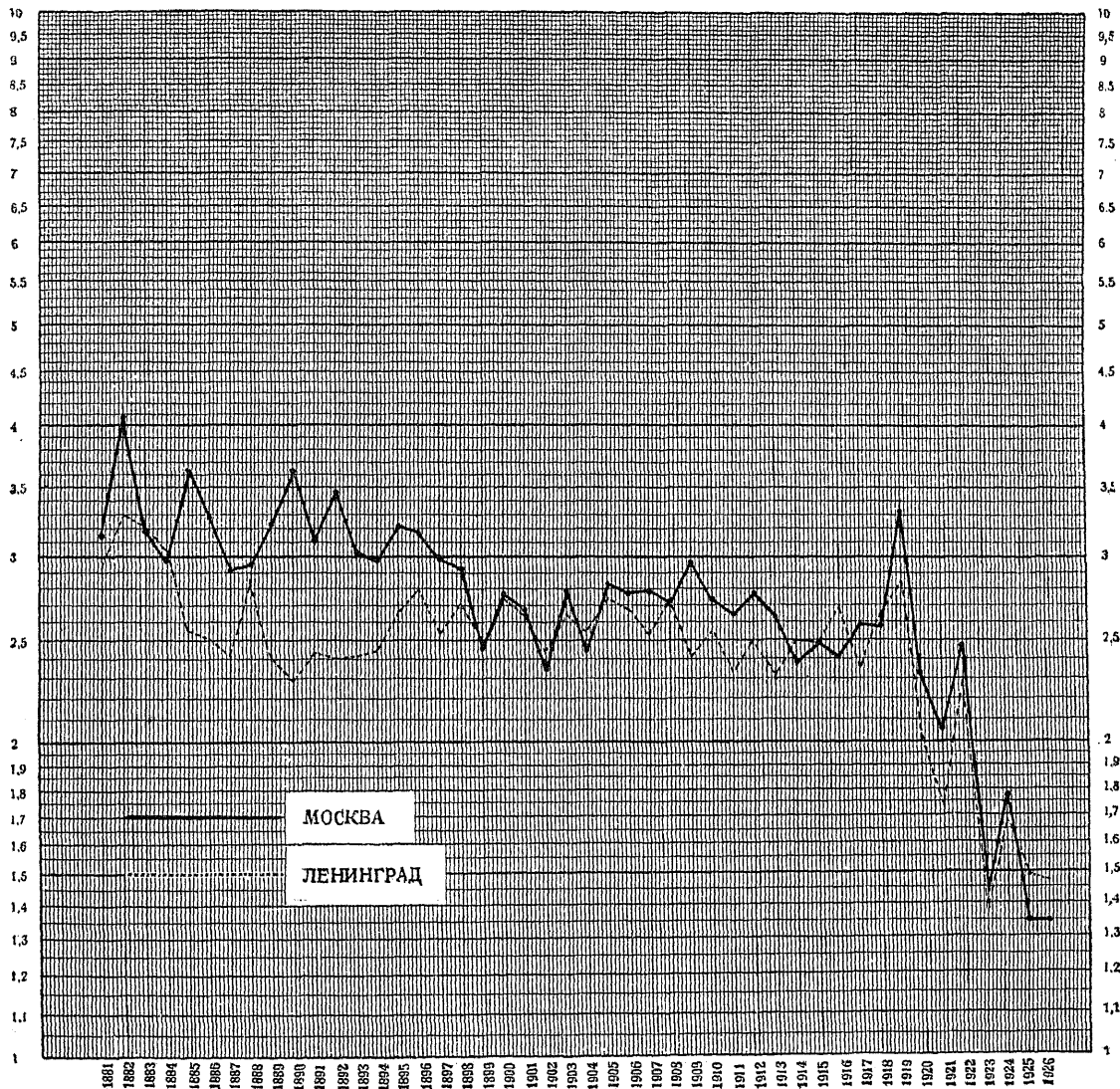
\* Таблица 153. Смертность в возрасте 0—1 г. в Москве и Ленинграде.

Годы	Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся		Годы	Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся	
	Москва	Ленинград		Москва	Ленинград
1881—1885	34,0	30,1	1917	26,8	23,6
1886—1890	32,0	24,9	1918	26,7	26,4
1891—1895	31,6	24,7	1919	33,2	28,4
1896—1900	28,6	26,5	1920	23,3	20,4
1901—1905	26,2	26,0	1921	20,6	17,3
1906—1910	28,0	25,8	1922	24,7	22,8
1911—1915	26,8	23,8	1923	14,4	13,8
1914	23,8	25,0	1924	17,7	16,8
1915	24,8	24,8	1925	13,5	14,9
1916	24,1	27,0	1926	13,5	14,7

Данные табл. 153 представлены графически на чертеже 35 на полулогарифмической сетке.

\* Смертность грудных детей в Москве и Ленинграде понизилась за последние годы почти в 2 раза против смертности последних довоенных лет. Понижение детской смертности в Москве и Ленинграде за последние годы, как и вообще в городах СССР, гораздо более выражено, чем среди сельского населения, что видно из таблички 154, на стр 609.

\* Смертность грудных детей в отдельных возрастах. Смертность в возрасте до 1 г. в отдельные периоды первого года жизни весьма



Черт. 35. Смертность грудных детей в Москве и Ленинграде.

Логарифмическая шкала.

\* Таблица 154. Смертность в возрасте 0—1 г. среди городского и сельского населения Европейской части СССР.

Г о д ы	Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся	
	Городское население	Сельское население
1900—1904 . . . . .	25,2	25,4
1905—1909 . . . . .	24,9	24,7
1925 . . . . .	16,7	20,6

резко изменяется, и тем выше, чем моложе ребенок, как видно из табл. 155, относящейся к Ленинграду<sup>1</sup>.

\* Смертность на первом месяце жизни в 4—6 раз выше смертности на двенадцатом месяце; смертность на первой неделе жизни превышает смертность на четвертой неделе в 5—6 раз и смертность в первый день жизни в 8—9 раз выше смертности на седьмой день жизни.

\* Средняя продолжительность жизни грудного ребенка увеличивается с повышением возраста. Дожитие до конца первого месяца жизни увеличивает среднюю продолжительность предстоящей жизни на 2 года слишком, а дожитие до 12 месяцев слишком на 6 лет.

\* Из табл. 155 видно, что в Ленинграде смертность грудных детей за последние годы, сравнительно с довоенными, понизилась во всех возрастных периодах первого года жизни; при этом понижение больше выражено для поздних месяцев

<sup>1</sup> В. В. Паевский. Таблицы детской смертности в Ленинграде. Бюллетень ленинградского Губстатотдела № 12 и 15.



\* Таблица 155. Смертность грудных детей в отдельные месяцы, недели и дни жизни.

Ленинград, 1909—1914 и 1923—1926 гг.

Периоды возраста	Из 1.000 доживших до начала возрастного периода умирает в течение периода				
	1909— 1914 гг.	1923 г.	1924 г.	1925 г.	1926 г.
<b>I. Месяцы</b>					
0—1 . . . . .	61	49	49	45	41
1—2 . . . . .	24	14	14	12	11
2—3 . . . . .	22	12	14	12	11
3—4 . . . . .	21	11	14	12	11
4—5 . . . . .	21	10	13	12	11
5—6 . . . . .	20	9	12	11	11
6—7 . . . . .	19,5	9	12	11	11
7—8 . . . . .	19	8	11	11	10
8—9 . . . . .	18	8	11	10	10
9—10 . . . . .	17	7,5	11	10	9
10—11 . . . . .	16	7	10	9	8
11—12 . . . . .	15	7	10	8	8
<b>II. Недели</b>					
0—1 . . . . .	35	30	29	29	27
1—2 . . . . .	9,5	7,1	7,7	6,6	7,1
2—3 . . . . .	9,4	7,0	6,7	5,8	6,1
3—4 . . . . .	7,8	5,6	5,6	5,0	4,5
<b>III. Дни</b>					
0—1 . . . . .	15	12	11	11,5	11,1
1—2 . . . . .	7	7	5,5	5,8	5,4
2—3 . . . . .	4	4	5,0	3,7	3,5
3—4 . . . . .	3	3	2,9	2,9	2,5
4—5 . . . . .	2,3	1,9	2,0	1,9	1,7
5—6 . . . . .	2,1	1,7	1,9	1,7	1,6
6—7 . . . . .	1,8	1,3	1,5	1,4	1,5

\* Таблица 156. Средняя продолжительность предстоящей жизни в отдельные месяцы первого года жизни.

Ленинград, 1925 г.

Возраст в месяцах	Продолжительность жизни в годах		
	Мужской пол	Женский пол	Оба пола
0 (при рождении) .	40,3	47,8	44,1
1 . . . . .	42,3	49,7	46,1
2 . . . . .	42,8	50,2	46,6
3 . . . . .	43,3	50,7	47,1
4 . . . . .	43,7	51,2	47,5
5 . . . . .	44,2	51,6	48,0
6 . . . . .	44,7	52,1	48,5
7 . . . . .	45,1	52,5	48,9
8 . . . . .	45,6	53,0	49,4
9 . . . . .	46,0	53,4	49,8
10 . . . . .	46,4	53,8	50,2
11 . . . . .	46,7	54,2	50,6
12 . . . . .	47,0	54,6	50,9

жизни, чем для ранних, и в частности, чем для первого месяца жизни. Это явление малого понижения с течением времени смертности на первом месяце жизни отмечается почти во всех странах и находится в своеобразном контрасте с резким падением смертности, наблюдаемым в более поздние месяцы жизни. Для примера в табл. 157 приводятся данные для Новой Зеландии,—

страны с минимальной смертностью грудных детей в настоящее время.

\* Таблица 157. Смертность грудных детей в Новой Зеландии.

Годы	Число умерших на 1.000 родившихся		
	В возрасте 0—1 месяца	В возрасте 1—12 месяц.	В возрасте 0—1 года
1881—1885 . . . . .	29,8	60,8	90,6
1886—1890 . . . . .	27,6	56,5	84,1
1891—1895 . . . . .	30,3	57,3	87,6
1896—1900 . . . . .	30,4	49,7	80,1
1901—1905 . . . . .	30,6	44,1	74,8
1906—1910 . . . . .	30,3	39,3	69,6
1911—1915 . . . . .	29,3	24,4	53,6
1916—1920 . . . . .	28,2	20,5	48,6
1921—1924 . . . . .	27,7	15,7	43,4

\* Смертность в возрасте 1—12 месяцев была в Новой Зеландии в 1921—1924 гг. ниже, чем в 1881—1885 гг. на 74% и в возрасте 0—1 месяца всего на 7%.

\* Измерение смертности грудных детей в отдельных возрастах. Для измерения смертности в отдельные возрастные периоды первого года жизни обыкновенно пользуются отношением числа умерших в данном возрастном периоде к числу родившихся, при чем берется то число родившихся, которое принято для вычисления

суммарной смертности для всего первого года жизни. Так, в Ленинграде в 1926 году это число родившихся составляет 41.031 (см. стр. 596); число умерших в 1926 г. в возрасте 0—1 месяца = 1.883, и в возрасте 1—2 месяцев 439; смертность в возрасте 0—1 месяца, определенная указанным образом, составляет  $1.883 \times 1.000 : 41.031 = 45,9$  на 1.000 родившихся.

\* Смертность в возрасте 1—2 месяцев составляет  $(439 \times 1.000) : 41.031 = 10,7$  на 1.000 родившихся.

\* Меры эти представляют вероятности для родившегося умереть в данных возрастных пределах. Для сравнения меры эти представляют неудобство в том отношении, что величина их зависит не только от числа умерших в данном возрасте, но и от числа умерших в предыдущих возрастах. Предположим, что мы имеем 2 группы родившихся *А* и *Б* и желаем сравнить величину смертности в возрасте 6—12 месяцев в обеих группах, при чем имеем такие числовые отношения:

	Число родившихся	Число умерших в возрасте 0—6 месяцев	Число умерших в возрасте 6—12 месяцев
<i>А.</i>	1.000	300	100
<i>Б</i>	1.000	150	100

\* Величины смертности в возрасте 6—12 месяцев получаются в обеих группах одинаковые, составляя 100 на 1.000 родившихся. В действительности смертность в группе *А* больше, чем в *Б*, так как из группы *А*, в связи с большим числом умерших в возрасте 0—6 месяцев, меньшее число

дожило до 6 месяцев, и число умерших в возрасте 6—12 месяцев в группе А относится к меньшему числу подвергавшихся риску умереть в этом возрасте, чем в группе Б.

\* В группе А опасности умереть в возрасте 6—12 месяцев подвергалось  $1.000 - 300 = 700$  и в группе Б этой опасности подвергалось  $1.000 - 150 = 850$ . Величина смертности в возрасте 6—12 месяцев на 1.000 родившихся и доживших до этого возраста составляет

$$\text{Группа А } (100 \times 1.000) : (1.000 - 300) = 100.000 : 700 = 143$$

$$\text{Группа Б } (100 \times 1.000) : (1.000 - 150) = 100.000 : 850 = 117$$

Соответственно, смертность в Ленинграде в 1926 г. в возрасте 1—2 месяцев составляла  $(439 \times 1.000) : (41.031 - 1.883) = 439.000 : 39.548 = 11,1$  на 1.000 родившихся и доживших.

\* Таким образом следует определять величины детской смертности в отдельных возрастах на протяжении первого года жизни не просто по отношению к числу родившихся, но по отношению к числу родившихся и доживших до данного возрастного периода, т.-е. определять вероятность умереть в известных возрастных пределах для родившихся и доживших до данного возраста, а не просто вероятность для родившихся умереть в известных возрастных пределах.

В тех случаях, когда умершие на первом году жизни распределены по неравным возрастным интервалам, полученные величины смертности для отдельных возрастных групп не подлежат непосредственному сравнению, но должны быть предварительно приведены к равным возрастным промежуткам путем деления на соответственное

число месяцев, недель или дней. Так, если, например, в Ленинграде, в 1926 г. смертность на 1.000 родившихся и доживших составляла для возраста 1—2 месяцев 11,1 и для возраста 6—12 месяцев 54,3, то для сравнения, необходимо предварительно разделить 54,3 на 6, соответственно числу месяцев в этом возрастном интервале. Полученная величина 9,1 представляет величину средней ежемесячной смертности в этом возрастном промежутке и может быть сравниваема с вышеуказанной величиной смертности в возрасте 1—2 месяцев. Исходят при этом из предпосылки равномерной смертности на протяжении данного возрастного промежутка.

\* Приведенные меры смертности представляют вероятности смерти. Удобен и целесообразен способ измерения смертности в отдельные периоды первого года жизни не путем построения вероятностей, а путем определения коэффициентов, т.-е. отношений не к начальному числу родившихся или родившихся и доживших, но к среднему числу детей в данных возрастных пределах.

\* Ход вычисления поясним на примере.

Из 41.031 родившихся умерло в Ленинграде в 1926 г. в возрасте от 0 до 1 недели 1.156, в возрасте от 1 до 4 недель 727, и в возрасте от 1 до 2 месяцев 439. Путем последовательных вычитаний получаем, что из 41.031 родившихся дожило до возраста 7 дней  $41.031 - 1.156 = 39.875$ , до 1 месяца  $39.875 - 727 = 39.148$  и до возраста 2 месяцев  $39.148 - 439 = 38.709$ . Исходя из обычной предпосылки о равномерном распределении умерших во взятых возрастных промежутках, определяем число дней, прожитых в каждом возрастном промежутке, считая для доживших до конца возрастного промежутка число дней, заключающихся в возрастном промежутке, полностью,

а для умерших в этом возрастном промежутке на половину. При этих условиях число прожитых дней в возрасте от 0 до 7 дней составляет

$$(39.875 \times 7) + (1.156 \times 3,5) = 283.171.$$

\* Относя число умерших (1.156) к числу прожитых дней, получаем коэффициент, в данном случае, равный  $1.156 \times 10.000 : 283.171 = 40,8$  и представляющий число умерших в возрасте 0—7 дней на 10.000 дней, прожитых в этом возрасте, или, что то же самое, — среднее ежедневное число умерших в возрасте 0—7 дней из 10.000 детей этого возраста.

\* Для возраста от 1 до 4 недель число прожитых дней составляет

$$(39.148 \times 21) + (727 \times 10,5) = 829.741$$

и коэффициент смертности, т.-е. среднее ежедневное число умерших в этом возрасте на 10.000 детей этого возраста  $= (727 \times 10.000) : 829.741 = 8,8$ .

Для возраста от 1 до 2 месяцев число прожитых дней составляет

$$(38.709 \times 30) + (439 \times 15) = 1.158.855$$

и коэффициент смертности в вышеуказанном смысле  $= (439 \times 10.000) : 1.158.855 = 3,8$  и т. д.

\* Все приведенные выше построения для измерения смертности в отдельные возрастные промежутки на первом году жизни исходят из сопоставления умерших с одним и тем же числом родившихся. В действительности умирающие в отдельные промежутки возраста происходят из разных чисел родившихся. Умершие, например, в течение 1926 г. в возрасте 0—1 месяца родились за время с начала декабря 1925 г. до конца декабря 1926 г., а умершие в 1926 г. в возрасте от 11 до 12 месяцев родились за время с начала января 1925 г. до конца января 1926 г.

\* Для более точных построений следует поэтому относить числа умерших в разных возрастных промежутках не к одному и тому же, а к разным числам родившихся, при чем для упрощения можно относить, например, числа умерших в 1926 г. в возрасте 0—1 месяца к числу родившихся в течение 1926 г., числа умерших в 1926 г. в возрасте 1—2 месяцев — к числу родившихся 1 декабря 1925 г. по 1 декабря 1926 г.; числа умерших в 1926 г. в возрасте 2—3 месяцев — к числу родившихся с 1 ноября 1925 г. по 1 ноября 1926 г. и т. д. Для получения чисел доживающих в этом случае из чисел родившихся нужно вычитать: при измерении смертности в возрасте 1—2 месяцев вычитать из числа родившихся с 1 декабря 1925 г. по 1 декабря 1926 г. — число умерших в возрасте 0—1 месяца за тот же период времени; при измерении смертности в возрасте 2—3 месяцев вычитать из числа родившихся с 1 ноября 1925 г. по 1 ноября 1926 г. — числа умерших 0—1 месяца с 1 ноября 1925 г. по 1 ноября 1926 г. и умерших в возрасте 1—2 месяцев с 1 декабря 1925 г. по 1 декабря 1926 г. и т. д.

\* В повседневной статистической практике особенно там, где числа родившихся на протяжении двух смежных лет меняются не слишком резко, можно довольствоваться приведенными ранее более простыми построениями.

\* Смертность грудных детей по календарным месяцам. Для изучения смертности грудных детей по временам года и календарным месяцам можно распределять числа умерших по календарным месяцам, определяя отношения среднего ежедневного числа умерших в данном месяце



к среднему ежедневному числу умерших в календарном году, принятому равным 100 (см. выше стр. 87).

\*Целесообразнее, однако, в виду того, что числа умерших 0—1 г. в каждом календарном месяце происходят из разных чисел родившихся, определять отдельно величины детской смертности для каждого календарного месяца. Для этого сопоставляют числа умерших детей в данном календарном месяце со средним арифметическим из суммы родившихся в данном календарном месяце и в течение 12 предыдущих месяцев; иногда берут среднее из суммы родившихся в данном месяце и в течение 11 предыдущих месяцев. Правильнее брать 12 предыдущих месяцев. В Ленинграде, например, в июле 1926 г. умерло детей в возрасте до 1 г. 753, родилось в Ленинграде с 1 июля 1925 г. по 1 августа 1926 г. 44.133. Смертность грудных детей в июле 1926 г. составляет  $(753 \times 1000) : (44.133 : 13) = 75.300 : 3.395 = 22,2$  на 100 родившихся.

\*Имеются и более точные способы измерения смертности грудных детей в отдельные календарные месяцы; здесь, однако, не представляется возможным на них останавливаться.

\*Приводим для примера величины смертности грудных детей в отдельные календарные месяцы 1925 года для Ленинграда и Ленинградской губернии. Из таблицы видно, что характерный при высокой детской смертности летний максимум выражен в губернии в гораздо большей степени, чем в Ленинграде (см. табл. 159 на стр. 619).

\*Смертность грудных детей в зависимости от месяца рождения. Из приведенной выше табл. 132 для Гамбурга, показывающей

\* Табл. 159. Смертность грудных детей по календарным месяцам.

Ленинград и Ленинградская губ. 1925 г.

Числа умерших в возрасте 0—1 года на 100 родившихся.

Месяцы смерти	Ленинград	Губерн. без Ленинграда	Месяцы смерти	Ленинград	Губерн. без Ленинграда
Январь . . . . .	13,1	19,1	Июль . . . . .	23,3	22,9
Февраль . . . . .	13,2	16,3	Август . . . . .	20,4	35,9
Март . . . . .	16,4	19,4	Сентябрь . . . . .	12,2	21,2
Апрель . . . . .	14,9	19,1	Октябрь . . . . .	11,0	14,2
Май . . . . .	18,7	17,9	Ноябрь . . . . .	10,0	13,2
Июнь . . . . .	18,0	17,3	Декабрь . . . . .	10,5	13,2
			За год . . . . .	14,9	19,1

распределение родившихся и умерших в возрасте до 1 г. по календарным годам и месяцам рождения, видно, что смертность детей на первом году жизни и тем самым выживаемость их до 1 г. различается для отдельных месяцев рождения. Наиболее благоприятным для Гамбурга месяцем в этом отношении является сентябрь, а наименее благоприятными июнь и июль. Данные для Гамбурга получены прямым путем регистрации месяца и года рождения умерших. В России имеются аналогичные построения, полученные косвенным путем на основании возраста умерших детей. Приводим данные, относящиеся к сельскому населению Московской губернии за 1883—1897 гг.<sup>1</sup> в сопоставлении с гамбургскими данными.

<sup>1</sup> П. И. Куркин. Детская смертность в Московской губернии. Москва. 1902. Изд. Московского губ. земства.

\* Табл. 150. Смертность грудных детей в зависимости от месяца рождения.

Месяцы рождения	Процент доживших до 1 года.	
	Гамбург 1911 г.	Московская губ. 1883—1897 гг.
Январь . . . . .	85,7	68,6
Февраль . . . . .	84,4	63,7
Март . . . . .	84,7	62,4
Апрель . . . . .	84,0	60,1
Май . . . . .	84,1	55,0
Июнь . . . . .	82,8	57,6
Июль . . . . .	82,3	59,1
Август . . . . .	85,3	58,5
Сентябрь . . . . .	88,2	64,6
Октябрь . . . . .	86,2	66,0
Ноябрь . . . . .	86,1	62,5
Декабрь . . . . .	86,1	58,1
Все родившиеся .	85,0	61,7

\* В Московской губернии наиболее благоприятные условия для выживания за взятые годы приходились на рождения января, и наиболее неблагоприятные на рождения в мае и июне. Из таблицы вместе с тем видно, насколько неблагоприятна была вообще детская смертность в прежней Московской губернии сравнительно с Гамбургом.

Влияние климата на высоту смертности грудных детей. В Соединенных Штатах можно установить, что смертность грудных детей выше в местностях с резко изменчивой

погодой и большими крайностями в отношении жары и холода, — и ниже в местностях с менее изменчивой погодой и более равномерной температурой в течение года.

\* Смертность грудных детей в связи с полом. Грудные дети мужского пола менее жизнеустойчивы, чем дети женского пола, и смертность мальчиков на первом году жизни всегда выше смертности девочек.

\* Табл. 151. Смертность грудных детей мужского и женского пола.

Страны	Число умерших мальчиков 0—1 г. на 100 родившихся мальчиков	Число умерших девочек 0—1 г. на 100 родившихся девочек
Германия (1924 г.) . . . . .	12,0	9,8
Европ. Россия (1900—1904 гг.) . . .	27,0	23,7
Европ. Россия (1905—1909 гг.) . . .	26,2	23,2
Ленинград (1926 г.) . . . . .	15,7	13,7

Влияние на смертность грудных детей возраста матери и порядка родов. Как показывают некоторые исследования, смертность грудных детей у матерей очень молодого возраста, а также и пожилого возраста, выше, чем в остальных возрастах. Равным образом смертность первенцев повышена, сравнительно со смертностью второго и третьего ребенка, а затем смертность повышается с повышением порядкового номера рождения. Вопросы эти нуждаются еще в дальнейших исследованиях.

Табл. 152. Возраст матери и смертность грудных детей.

Возраст матери при рождении ребенка	Число умерших 0—1 г. на 100 родившихся от матерей данного возраста	
	Один из округов Англии	Г. Джонстоун (Соединенные Штаты)
Менее 20 лет . . . . .	22,8	13,7
20—24 . . . . .	13,7	12,1
25—29 . . . . .	12,9	14,3
30—34 . . . . .	14,2	} 13,6
35—39 . . . . .	14,6	
40 лет и выше . . . . .	20,2	14,9

\*Табл. 153 Смертность грудных детей и порядок родов  
г. Балтимора. (Соединенные Штаты).

Порядок родов	Число умерших 0—1 г. на 100 родившихся.
1-ые роды . . . . .	11,6
2 » » . . . . .	10,3
3 » » . . . . .	11,2
4 » » . . . . .	12,7
5 » » . . . . .	12,9
6 » » . . . . .	13,2
7 » » . . . . .	12,8
8 » » . . . . .	16,3
9 » » . . . . .	14,2
10 » » . . . . .	18,1

\* Влияние на смертность грудных детей способа вскармливания. На высоту смертности грудных детей способ вскармливания оказывает весьма сильное влияние. Нужно заметить, что научно-правильное статистическое исследование этого вопроса и получение доброкачественных материалов представляет очень сложную и трудную задачу.

\* Табл. 154. Смертность грудных детей и способ вскармливания.

Города	Число умерших 0—1 г. на 100 родившихся.	
	При кормлении грудью.	При искусственном вскармливании.
Берлин (1895—1896 гг.)	7,1	38,6
Бармен (1904—1908 » )	8,3	39,3
Ганновер (1911—1912 » )	10,0	33,8
Кельн (1908—1909 » )	7,2	23,2

\* Смертность грудных детей среди городского и среди сельского населения. В прежнее время смертность грудных детей была в большинстве стран в городах выше, чем среди сельского населения. Эти отношения существуют и в настоящее время в некоторых странах. В Соединенных Штатах, например, за 1920—1923 гг. смертность грудных детей в городах составляла 8,2 на 100 родившихся и в сельских местностях 7,6. В Англии и Уэльсе в 1911—1914 гг. смертность грудных детей составляла в крупных городах 12,2% родившихся и в сельских местностях 9,0.

\* В настоящее время, однако, в значительной части стран смертность грудных детей в городах ниже, чем среди сельского населения. В Германии, например, в 1921—1923 гг. смертность грудных детей составляла в городах с населением свыше 100.000 на 100 родившихся 12,6 против 13,2 во всей Германии. Очень характерные различия существуют в Голландии, где смертность грудных детей правильно повышается по мере перехода от более крупных населенных пунктов к более мелким.

\* Табл. 155. Смертность грудных детей в Голландии в населенных пунктах различной величины.

	Число умерших 0—1 г. на 100 родившихся
Населенные пункты с насел. свыше 100.000	3,5
» » » » 50.001—100.000	4,5
» » » » 20.001— 50.000	5,0
» » » » 5.001— 20.000	5,4
» » » » 5.000 и менее	6,2

\* В России в довоенное время смертность грудных детей среди всего городского населения была почти одинакова со смертностью грудных детей среди сельского населения, но в более крупных городах (губернских, областных и градоначальствах) смертность в городах была выше. За 1905—1909 гг. смертность грудных детей составляла в сельских местностях 24,7 на 100 родившихся, во всех городах 24,9 и в более крупных городах 26,6. В настоящее время в СССР имеются обратные отношения, и смертность грудных детей в сельских местностях значительно выше, чем в городах, в связи с гораздо большим понижением ее в городах, чем в деревнях.

\* Табл. 156. Смертность грудных детей среди городского и сельского населения СССР за 1925 год.

	Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся.		
	Городское население	Сельское население	Всего
РСФСР . . . .	18,1	23,8	23,1
Белорусская ССР	11,0	12,8	12,5
Украинская ССР .	12,1	14,8	14,6
Всего . . .	16,7	20,6	20,2

\* Смертность брачных и внебрачных грудных детей. Смертность внебрачных детей в возрасте до 1 года значительно выше смертности детей, родившихся в зарегистрированном браке (см. табл. 157).

\* Весьма резкие различия в смертности брачных и внебрачных детей имеются, особенно, в некоторых городах, в частности, например, в Варшаве, где смертность внебрачных детей, за последние годы, совершенно исключительно высока (см. табл. 158).

\* В Ленинграде до революции смертность внебрачных грудных детей за 1906—1915 гг. составляла 34,6 на 100 родившихся вне брака, против 22,7 умерших брачных детей на 100 родившихся в зарегистрированном браке. В действительности, смертность внебрачных детей была еще выше, так как в прежнее время весьма большая часть родившихся в Ленинграде детей отдавалась матерями в бывш. Воспитательный дом, откуда детей



\* Табл. 157. Смертность брачных и внебрачных грудных детей.

Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся		
	Брачные	Внебрачные
Германия (1925—1926 гг.) . . . .	9,5	16,5
Англия и Уэльс (1914—1915 гг.) .	10,2	20,5
Франция (1912—1913 гг.) . . . .	9,8	21,1
Италия (1913—1914 » . . . . .	13,0	22,5
Австрия (1912—1913 » . . . . .	17,9	23,5
Бельгия (1911—1912 » . . . . .	13,8	20,8
Голландия (1915—1916 » . . . . .	8,5	13,5
Дания (1914—1915 » . . . . .	8,8	16,1
Норвегия (1914—1915 » . . . . .	6,4	11,9
Швеция (1912—1913 » . . . . .	6,4	10,6
Швейцария (1914—1915 » . . . . .	8,8	13,9

\* Табл. 158. Смертность брачных и внебрачных грудных детей в Варшаве.

Годы	Число умерших в возрасте 0—1 г. на 100 родившихся	
	Брачные	Внебрачные
1913 . . . . .	12,6	46,0
1918 . . . . .	10,6	55,4
1919 . . . . .	9,4	45,6
1920 . . . . .	13,5	43,0
1921 . . . . .	11,9	48,2
1922 . . . . .	13,0	70,2
1923 . . . . .	11,0	65,8
1924 . . . . .	12,1	74,1

направляли на вскармливание в деревни; умершие в деревнях дети регистрировались по месту смерти и в общее число умерших в Ленинграде не попадали; в число же родившихся (знаменатель) при измерении смертности внебрачных они, по необходимости, включались.

\* В настоящее время в СССР ни относительно родившихся, ни относительно умерших детей не регистрируется, родились ли они в зарегистрированном браке или вне брака, и невозможны никакие построения относительно смертности брачных и внебрачных детей. Об этом приходится пожалеть, так как вопрос этот у нас в настоящее время представлял бы особенный интерес.

Влияние санитарных и социально-экономических факторов на смертность грудных детей. Для иллюстрации влияния различных санитарных и социально-экономических факторов на высоту смертности грудных детей в табл. 159—164 сопоставлены некоторые результаты произведенного недавно в Соединенных Штатах, в Джонстауне, специального исследования о факторах детской смертности<sup>1</sup>. Статистические материалы были собраны путем специальных обследований и опросов, при чем судьба родившихся детей была прослежена индивидуально. Хотя материалы являются до известной степени безукоризненными, при рассмотрении таблиц следует иметь в виду, что все выделенные факторы в их влиянии на смертность грудных детей являются в значительной мере переплетенными и связанными один с другим, и ни одному фактору в отдельности нельзя приписывать сколько-нибудь решающее значение в смысле влияния на высоту детской смертности.

---

<sup>1</sup> U. S. Department of Labor. Children's Bureau. Infant Mortality Series № 3.

Табл. 159. Смертность грудных детей и жилищные условия.

Жилищные условия	Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 г.
Квартира сухая . . . . .	10,5
Квартира сырая . . . . .	12,7
Квартира содержится умеренно чисто и сухая . . . . .	15,8
Квартира содержится умеренно чисто и сырая . . . . .	17,1
Квартира содержится грязно и сухая . . . . .	16,2
Квартира содержится грязно и сырая . . . . .	20,4
Квартира с водопроводом . . . . .	11,8
» без водопровода . . . . .	19,8
» с ватерклозетом . . . . .	10,8
» без ватерклозета . . . . .	15,9

Табл. 160. Смертность грудных детей и спальня ребенка.

Число лиц спящих в одной комнате с ребенком	Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 г.
2 и менее . . . . .	6,7
3 — 5 . . . . .	9,8
более 5 . . . . .	12,3
Ребенок спит на отдельной кровати	5,6
» » не на отдельной кровати . . . . .	10,9

Табл. 161. Смертность грудных детей и вентиляция в квартире.

Вентиляция в комнате ребенка	Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 года
Хорошая . . . . .	2,8
Посредственная . . . . .	9,2
Плохая . . . . .	16,9

Табл. 162. Смертность грудных детей и помощь при родах.

Помощь при родах	Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 года
Принимал врач . . . . .	10,0
Принимала акушерка . . . . .	18,9

Табл. 162. Смертность грудных детей и грамотность матерей, родившихся не в Соединенных Штатах.

Матери ребенка	Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 г.
Грамотные . . . . .	14,8
Неграмотные . . . . .	21,4
Говорят по-английски . . . . .	14,6
Не говорят по-английски . . . . .	18,7

Табл. 163. Смертность грудных детей и домашние обязанности матерей.

Домашние обязанности	Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 г.
<i>Мать прекратила домашние обязанности:</i>	
Менее, чем за месяц до родов . . . . .	13,7
Более, чем за месяц до родов . . . . .	11,3
<i>Мать приступила к домашним обязанностям после родов:</i>	
Через 8 дней и менее . . . . .	16,9
Через 9—13 дней . . . . .	16,5
Через 14 дней и более . . . . .	11,7

Табл. 164. Смертность грудных детей и заработная плата отца.

Средняя годовая заработная плата	Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 г.	
	Матери уроженки Соединенных Штатов	Матери родились не в Соединенных Штатах
Менее 521 доллара в год . . . . .	—	25,1
521—624 долл. » . . . . .	14,6	16,2
625—779 » » . . . . .	7,0	13,0
780—899 » » . . . . .	13,1	16,7
900—1.199 » » . . . . .	7,6	15,2
1.200 и более » . . . . .	7,8	10,8

В дополнение к последней таблице приводим данные аналогичного исследования, произведенного в Балтиморе.

Табл. 165. Смертность грудных детей и заработная плата отца.

Средняя годовая заработная плата отца	Из 100 родившихся умерло в возрасте до 1 г.
Безработные . . . . .	20,8
Менее 450 долларов . . . . .	15,7
450—549 » . . . . .	11,8
550—649 » . . . . .	10,9
650—849 » . . . . .	9,6
850—1.049 » . . . . .	7,2
1.050—1.249 » . . . . .	6,7
1.250—1.449 » . . . . .	7,4
1.450—1.849 » . . . . .	8,6
1.850 и более . . . . .	3,7
Среднее . . . . .	10,4

\* Смертность в возрасте 1—5 лет. Смертность в возрасте 1—5 лет можно определять аналогично смертности в старших возрастных группах, путем сопоставления чисел умерших 1—5 лет с численностью населения этого возраста по переписи. Вполне целесообразным является также способ измерения смертности в возрасте 1—5 по отношению к числу родившихся и доживших; получаемые этим путем величины представляют вероятности для родившихся и доживших до нижней границы данного возраста умереть в этом возрасте.

\* При вычислениях в числителе берутся, соответственно числа умерших в возрасте 1—2, 2—3, 3—4 и 4—5 лет, а в знаменателе, при измерениях, например, для 1926 г.:

При измерении  
смертности в  
1926 г.

З н а м е н а т е л ь

Для возраста 1—2 лет. Родившиеся с 1/VII 1924 г. по 1/VII 1925 г. за вычетом умерших 0—1 г. в 1925 г.

Для возраста 2—3 лет. Родившиеся с 1/VII 1923 г. по 1/VII 1924 г. за вычетом умерших 0—1 г. в 1924 г. и умерших 1—2 лет в 1925 г.

Для возраста 3—4 лет. Родившиеся с 1/VII 1922 г., по 1/VII 1923 г. за вычетом умерших 0—1 г. в 1923 г., умерших 1—2 лет в 1924 г. и умерших 2—3 лет в 1925 г.

Для возраста 4—5 лет. Родившиеся с 1/VII 1921 г. по 1/VII 1922 г., за вычетом умерших 0—1 г. в 1922 г., умерших 1—2 лет в 1923 г. умерших 2—3 лет в 1924 г. и умерших 3—4 лет в 1925 г.

\* Смертность в возрасте 1—5 лет во многих странах понизилась еще более значительно, чем смертность на первом году жизни.

\* Табл. 166 Смертность в возрасте 0—5 лет в Англии и Уэльсе.

Числа умерших в указанном возрасте на 1.000 родившихся и доживших до этого возраста.

Г о д ы	В о з р а с т				
	0—1 года	1—2 лет	2—3 лет	3—4 лет	4—5 лет
1871—1875 . . . . .	154	59	28	19	14
1876—1880 . . . . .	145	58	27	17	13
1881—1885 . . . . .	139	53	23	15	12
1886—1890 . . . . .	145	53	22	14	10
1891—1895 . . . . .	151	52	21	14	10
1896—1900 . . . . .	156	49	19	13	9
1901—1905 . . . . .	138	41	16	11	8
1906—1910 . . . . .	117	35	14	9	7
1911—1915 . . . . .	110	35	14	9	7
1921 . . . . .	85	19	9	6	4

\* Табл. 167. Смертность в возрасте 0—5 лет в Германии.

Числа умерших в указанном возрасте на 1.000 родившихся и доживших до этого возраста.

Г о д ы	В о з р а с т				
	0—1 г.	1—2 лет	2—3 лет	3—4 лет	4—5 лет
1913 . . . . .	151	29	11	7	5
1923 . . . . .	132	23	8	5	4
1924 . . . . .	108	16	6	4	3
1925 . . . . .	105	16	6	4	3
1926 . . . . .	102	14	5	4	3



\* В Ленинграде смертность в возрасте 1—5 лет изменялась следующим образом:

\* Табл. 168. Смертность в возрасте 1—5 лет в Ленинграде.

Число умерших в указанном возрасте на 1.000 родившихся и доживших до этого возраста.

Г о д ы	В о з р а с т			
	1—2 лет	2—3 лет	3—4 лет	4—5 лет
1910—1911 . . . . .	103,1	41,3	23,4	16,6
1924 . . . . .	82,0	37,6	26,8	19,5
1925 . . . . .	62,5	31,5	24,5	21,1
1926 . . . . .	58,4	25,5	18,6	13,2

Причины смерти в разных возрастах. В табл. 169—172 сопоставлены краткие числовые данные о роли некоторых причин смерти в отдельных возрастных группах.

На первом месте в числе причин смерти в возрасте 0—1 года в 1925 и 1926 гг. в Ленинграде стоит врожденная слабость. Роль этой в общем недостаточно определенной причины смерти особенно велика на первом месяце жизни; из числа умерших, например, в Ленинграде в 1926 г. в возрасте 0—1 месяца 73% приходится на умерших от врожденной слабости.

Следует помнить, что приведенные в табл. 169, равно как и приводимые в дальнейших таблицах данные о сравнительной роли отдельных причин смерти в отдельных возрастах, представляют

Табл. 169. Пропорциональная смертность от отдельных причин смерти в возрасте 0—1 г. Ленинград.

Из 100 умерших в возрасте 0—1 г. умерло от	1911—1913 г.	1925 г.	1926 г.
Болезней органов пищеварения . . . .	35,5	26,0	23,6
Воспаления легких (все формы) . . .	21,0	17,4	20,7
Заразных болезней.	11,5	18,5	18,7
Врожденной слабости	22,5	28,2	26,8
Прочих причин . .	9,5	9,9	10,2
	100,0	100,0	100,0

экстенсивные отношения, не могущие служить для сравнения частоты отдельных причин смерти в разных местностях и в разные периоды. Для определения сравнительной частоты нужно, как многократно указывалось, относить числа умерших от отдельных причин в отдельных возрастах к числу населения данного возраста, а для возраста 0—1 года—к числу родившихся.

Приводимые ниже данные относятся к Соединенным Штатам за 1910—1915 гг. (См. табл. 170, 171 и 172).

\* Средний возраст умерших. Средний возраст умерших представляет количество лет, прожитых умершими в течение данного периода

Табл. 170. Пропорциональная смертность в возрасте 1—5 лет.

Возраст 1—2 л.	% к общему числу умерших в этом возрасте	Возраст 2—3 л.	% к общему числу умерших в этом возрасте	Возраст 3—4 л.	% к общему числу умерших в этом возрасте	Возраст 4—5 л.	% к общему числу умерших в этом возрасте
Желудочно-кишечные заболевания . .	27,3	Желудочно-кишечные заболевания . .	13,2	Дифтерия . .	17,0	Дифтерия . .	18,8
Бронхо-пневмония . . . . .	14,4	Дифтерия . .	12,3	Бронхо - пневмония . . . .	7,8	Скарлатина . .	7,6
Крупозная пневмония . . . .	9,5	Бронхо - пневмония . . . .	11,1	Крупозная пневмония . . . .	7,6	Крупозная пневмония . . . .	6,8
Дифтерия . .	5,8	Крупозная пневмония . . . .	8,9	Желудочно-кишечные заболевания . .	7,3	Бронхо - пневмония . . . .	6,0
Корь . . . . .	5,8	Корь . . . . .	5,5	Скарлатина . .	7,0	Желудочно-кишечные заболевания . .	5,0
Коклюш . . .	4,6	Скарлатина . .	4,7	Корь . . . . .	4,4	Туберкулезный менингит . .	3,8
Туберкулезный менингит . .	3,1	Коклюш . . .	4,0	Туберкулезный менингит . .	4,0	Корь . . . . .	3,5
		Туберкулезный менингит . .	3,9	Коклюш . . .	3,2		

Табл. 171. Пропорциональная смертность в возрасте 5—9 лет и 10—14 лет.

Возраст 5—9 лет	% к общему числу умерших в этом возрасте	Возраст 10—14 лет	% к общему числу умерших в этом возрасте
Дифтерия . . . . .	15,8	Туберкулез легких	10,2
Скарлатина . . . . .	7,1	Органические болезни сердца . . . . .	8,6
Крупозная пневмония . . . . .	5,9	Брюшной тиф . . . . .	6,4
Органические болезни сердца . . . . .	4,4	Аппендицит . . . . .	6,3
Раздавлено автомобилями, трамваями и ж. д. поездами . . . . .	4,4	Дифтерия . . . . .	5,6
Брюшной тиф . . . . .	3,7	Крупозная пневмония . . . . .	5,3
Бронхо-пневмония . . . . .	3,5	Утонуло . . . . .	4,4
Туберкулез легких . . . . .	3,5	Раздавлено автомобилями и пр. . . . .	4,4
Аппендицит . . . . .	3,4	Скарлатина . . . . .	3,0
Туберкулезный менингит . . . . .	3,4	Сочленовый ревматизм . . . . .	3,0
Ожоги . . . . .	2,7		
Утоцуюло . . . . .	2,6		
Корь . . . . .	2,5		

времени, деленное на число умерших, или взвешенную среднюю из возрастов умерших, при чем «весами» являются числа умерших в отдельных возрастах. И при сгруппированных данных, и при однолетних возрастных данных возрастом группы принимается полусумма предельных ее значений, например, 25 лет для группы 20—29 лет; 22,5 лет

Табл. 172. Пропорциональная смертность в возрасте 30—34, 50—54  
и 70—74 лет.

Мужской пол.

Возраст 30—34 лет	% к общему числу умер- ших в этом возрасте	Возраст 50—54 лет	% к общему числу умер- ших в этом возрасте	Возраст 70—74 лет	% к общему числу умер- ших в этом возрасте
Туберкулез . . . . .	32,0	Туберкулез . . . . .	13,4	Органические болезни сердца . . . . .	21,6
Несчастные случаи . . . . .	16,1	Органические болезни сердца . . . . .	11,7	Брайтова болезнь . . . . .	13,4
Крупозная пневмония . . . . .	6,9	Брайтова болезнь . . . . .	11,0	Апоплексия . . . . .	12,8
Органические болезни сердца . . . . .	5,4	Рак . . . . .	8,1	Рак . . . . .	8,4
Грудная жаба . . . . .	5,2	Несчастные случаи . . . . .	8,0	Крупозная пневмония . . . . .	4,9
Самоубийство . . . . .	4,2	Крупозная пневмония . . . . .	7,7	Артериосклероз . . . . .	4,5
Брайтова болезнь . . . . .	4,1	Апоплексия . . . . .	6,8	Несчастные случаи . . . . .	3,2
Брюшной тиф . . . . .	2,8	Самоубийство . . . . .	3,2	Туберкулез . . . . .	2,8
Убийство . . . . .	2,8	Цирроз печени . . . . .	2,9	Старческий маразм . . . . .	2,0
Аппендицит . . . . .	1,9	Диабет . . . . .	1,7	Бронхо-пневмония . . . . .	1,9
Рак . . . . .	1,6	Острый эндокардит . . . . .	1,4	Болезни простаты . . . . .	1,7
		Плеврит . . . . .	1,4	Цирроз печени . . . . .	1,5
		Алкоголизм . . . . .	1,2	Диабет . . . . .	1,5
				Грудная жаба . . . . .	1,4
				Грипп . . . . .	0,9

для группы 20—24 лет; 18,5 лет для возраста 18 лет. Средний возраст 10 умерших, например, в возрасте 5—9 лет и 20 умерших в возрасте 10—14 лет составляет  $[(7,5 \times 10) + (12,5 \times 20)] : 30 = 325 : 30 = 10,8$  лет. Средний возраст 10 умерших в возрасте 1 г. (т.е. от 1 до 2 лет) и 20 умерших в возрасте 2 лет (т.е. от 2 до 3 лет) составляет  $[(1,5 \times 10) + (2,5 \times 20)] : 30 = 65 : 30 = 2,2$  года. Для крайних возрастных групп 0—1 г. и выше 70 лет, в виду быстрых изменений смертности в этих возрастных пределах, следует брать: 0,3 вместо 0,5 для возраста 0—1 г.; 72,47 для группы 70—74 лет; 77,36 для группы 75—79 лет; 82,26 для группы 80—84 лет; 87,16 для группы 85—89 лет; 92,05 для группы 90—94 лет; 96,7 для группы 95—99 лет и 100,8 для группы 100 лет и выше.

\* Средний возраст умерших представляет величину, имеющую очень малое научное значение для характеристики смертности населения. В частности, не следует ни коим образом смешивать или отождествлять средний возраст умерших со средней продолжительностью жизни. Такое смешение очень распространено, особенно в отношении среднего возраста умерших для отдельных профессий; смешение это следует квалифицировать как грубейшую ошибку, так как средний возраст умерших зависит от возраста живущих и не имеет ничего общего со средней продолжительностью жизни. Естественно, что среди населения, например, где высока рождаемость и много детей, средний возраст умерших будет ниже, чем среди населения, где мало детей и много стариков, но это, конечно, ничего не говорит о неблагоприятной смертности или низкой продолжительности жизни в первом случае. Равным образом средний возраст умерших в отдельных профессиях зависит от возрастного состава рабочих отдельных профессий, который в свою очередь зависит от необходимого

времени профессиональной подготовки, фиксированного предельного возраста, перехода из одной профессии в другую и т. п.

\* Средний возраст живущих. Вычисление среднего возраста живущих производится аналогично вычислению среднего возраста умерших. Вместе с тем средний возраст живущих, так же как и средний возраст умерших, не имеет ничего общего со средней продолжительностью жизни; это смешение тоже нередко встречается в литературе и тоже представляет грубейшую ошибку. Средний возраст живущих зависит от возрастного состава населения, который обуславливается высотой рождаемости, миграциями, изменениями в смертности отдельных поколений в течение многих предыдущих лет и т. п. До известной степени средний возраст живущих может служить как единое цифровое выражение возрастного состава данного населения, но и здесь следует быть очень осторожным при сравнениях, ибо одна и та же величина среднего возраста живущих может получиться в результате существенно различных комбинаций и соотношений отдельных возрастных групп в населении; комбинация определенного количества детей и стариков может привести к такой же средней величине, как и известное количество лиц средних возрастных групп.

\* Для числовой характеристики возрастного состава населения одной цифрой целесообразнее применять не среднюю арифметическую, а медиану, хотя и здесь необходима большая осторожность при сравнениях и выводах о возрастном составе сравниваемых масс населения на основании медианы возраста этих групп.

---

## ГЛАВА ЧЕТЫРНАДЦАТАЯ.

### ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ.

\* Наиболее совершенным приемом изучения возрастной смертности является построение так называемых таблиц смертности (синонимы: таблицы дожития, таблицы доживаемости, таблицы переживания).

\* Под таблицей смертности понимается таблица, показывающая порядок вымирания определенной группы родившихся или сверстников и представляющая, каким образом эта группа с возрастом, под влиянием смертности, постепенно уменьшается в своем составе. Кроме этих чисел доживающих до каждого следующего года жизни, полная таблица смертности включает и ряд других биометрических элементов, как числа умирающих при переходе от одного возраста к другому, вероятности для лиц каждого возраста дожить или не дожить до следующего года жизни, величины средней и вероятной продолжительности предстоящей жизни для лиц каждого возраста и др.

\* Таблицы смертности имеют первостепенное значение в деле страхования жизни, где они составляют основу всех страховых финансовых исчислений; только благодаря усовершенствованию таблиц смертности, учение о страховании жизни стало на



твердую почву и из области гадательных предположений и своего рода азартной игры превратилось в точную науку.

\* В демографическом отношении значение таблиц смертности состоит в научной обоснованности, детальности и наглядности получаемых числовых характеристик смертности данного населения, и периодическое построение таблиц смертности входит в обязательный круг деятельности санитарно-статистических и демографических учреждений.

\* Элементы таблиц смертности. Предположим, что мы могли бы проследить большое число одновременно родившихся до предела их жизни, отмечая из этой массы число остающихся в живых к каждому следующему дню их рождения, т.-е. к каждому последующему году жизни, пока вся эта масса родившихся не вымрет.

\* Обозначая через  $x$  возраст, через  $l_0$  основную массу родившихся и через  $l_x$  числа доживающих до полного возраста  $x$  лет, т.-е. переживающих свой  $x$ -ый день рождения, мы получаем ряд положительных чисел  $l_x, l_{x+1}, l_{x+2} \dots$ , из коих каждое следующее число не может быть более предыдущего. Если обозначить через  $\omega - 1$  предельный возраст, до которого дожила наблюдаемая масса родившихся, то  $l_\omega = 0$ . Полученный ряд чисел  $l_x$  представляет таким образом числа доживающих до каждого следующего года жизни и составляет первый основной ряд таблицы смертности.

\* Если из чисел ряда  $l_x$  составить последовательные разности  $l_x - l_{x+1}$ , то разности эти, обыкновенно обозначаемые через  $d_x$ , показывают числа умерших между возрастом  $x$  и  $x + 1$ , или числа умерших из числа доживших до возраста  $x$ ,

ранее достижения ими возраста  $x + 1$ . Очевидно, что  $d_{\omega-1} = l_{\omega-1}$  и что сумма всех элементов  $d_x = l_0$ . Принимая предельный возраст доживающих в 99 лет, имеем:

$$d_0 + d_1 + d_2 + \dots + d_{99} = (l_0 - l_1) + (l_1 - l_2) + (l_2 - l_3) + \dots + (l_{99} - l_{100}) = l_0$$

\* Иными словами, сумма величин ряда  $d_x$  в таблице смертности равняется исходному числу родившихся.

\* Приведенные соотношения величин рядов  $l_x$  и  $d_x$  показывают, что, имея числа ряда  $l_x$ , можно получить числа ряда  $d_x$  и, наоборот, имея числа ряда  $d_x$  и исходное число родившихся, можно восстановить числа ряда  $l_x$ .

\* Так как  $l_x$  означает число лиц, доживших до полного возраста  $x$  лет, и  $d_x = l_x - l_{x+1}$  означает число умерших при переходе от возраста  $x$  лет

к возрасту  $x + 1$  лет, то  $\frac{d_x}{l_x} = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}$  предстает

вероятность для достигших возраста  $x$  лет умереть в течение следующего года жизни или, иными словами, не дожить до возраста  $x + 1$  лет. Вероятность эта, обыкновенно, обозначается через  $q_x$ .

\* Сумма вероятностей двух противоположных событий равна единице; так как лица, достигшие возраста  $x$  лет, могут или умереть, не дожив до возраста  $x + 1$  лет, или дожить до этого возраста, то разность  $1 - q_x$ , обозначаемая обыкновенно через  $p_x$ , соответствует вероятности для лиц возраста  $x$  лет дожить до возраста  $x + 1$  лет.

\* Таким образом

$$p_x + q_x = 1; p_x = 1 - q_x; q_x = 1 - p_x.$$

Равным образом

$$p_x = \frac{l_{x+1}}{l_x}; \quad q_x = \frac{d_x}{l_x} = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}$$

$$p_x + q_x = \frac{l_{x+1}}{l_x} + \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x} = 1$$

так как

$$q_x = \frac{d_x}{l_x}, \text{ то } d_x = q_x \cdot l_x$$

и так как

$$p_x = \frac{l_{x+1}}{l_x}, \text{ то } l_{x+1} = p_x \cdot l_x.$$

\* Из соотношений этих следует, что, имея величины  $q_x$  или  $p_x$ , можно получить и величины  $d_x$  и  $l_x$  таблицы смертности.

\* Приведенные построения рекомендуется проделать на конкретных цифровых примерах, пользуясь приводимой ниже таблицей смертности мужского населения Европейской России<sup>1</sup> (см. табл. 173).

\* Построение таблиц смертности. Из указанных выше соотношений видно, что для построения таблицы смертности достаточно получить тем или иным путем или величины  $l_x$ , или величины  $d_x$ , или величины  $q_x$  и  $p_x$ , так как каждая из этих величин дает возможность вычислить остальные. В связи с тем, какие величины определяют первоначально, разделяются и основные методы построения таблиц смертности.

<sup>1</sup> С. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России. Петроград. 1916.

\* Существуют два главных способа построения таблиц смертности—прямой способ и способ косвенный.

\* Прямой способ. При прямом способе из сырого материала непосредственно определяются величины, характеризующие порядок вымирания, т.-е. числа доживающих до каждого следующего года жизни из данной массы родившихся (величины  $l_x$ ). Для этого из статистических материалов извлекают сведения о числе родившихся в данной стране или местности и сведения о числе умерших, распределенных по однолетним возрастам, в последующие календарные годы.

\* Вычитая последовательно из взятой массы родившихся число умерших из этого поколения (см. выше стр. 582) в возрасте 0—1, 1—2, 2—3 и т. д. лет, получают числа доживающих до возраста 1, 2, 3 и т. д. лет. При способе этом как бы прослеживается масса одновременно родившихся до каждого следующего дня их рождения, при чем, понятно, отдельные лица переживают свой день рождения не все одновременно, а постепенно в течение целого года.

\* Получив указанным путем числа доживающих до каждого последующего возраста; основную исходную массу родившихся принимают равной какому-нибудь круглому числу (1.000, 10.000, 100.000) и соответственно перечисляют числа доживающих до последующих возрастов. Из полученного ряда  $l_x$  на основании указанных выше соотношений определяют затем ряды  $d_x$ ,  $q_x$  и  $p_x$ .

\* Построенная по прямому способу таблица смертности представляет порядок вымирания реального, действительно наблюдаемого поколения и с этой точки зрения представляет существенный научный

\* Табл. 173. Таблица смертности населения Европейской России.

1896—1897 гг.

Мужской пол.

Возраст	Числа доживающих до возраста $x$	Числа умирающих при переходе от возраста $x$ к возрасту $x+1$	Вероятность умереть в течение следующего года жизни	Вероятность остаться в живых в течение следующего года жизни	Средняя продолжительность предстоящей жизни в годах	Вероятная продолжительность предстоящей жизни в годах	Возраст
$x$	$l_x$	$d_x$	$q_x$	$p_x$	$e_x^0$	$v_x$	$x$
1	2	3	4	5	6	7	8
0	100.000	29.800	0,29800	0,70200	31,32	17,87	0
1	70.200	7.038	0,10026	0,89974	43,41	50,56	1
2	63.162	3.651	0,05781	0,94219	47,19	54,01	2
3	59.511	2.296	0,03858	0,96142	49,06	55,23	3
4	57.215	1.606	0,02807	0,97193	50,00	55,64	4
5	55.609	1.134	0,02039	0,97961	50,43	55,41	5
6	54.475	834	0,01531	0,98469	50,47	55,00	6
7	53.641	618	0,01152	0,98848	50,25	54,46	7
8	53.023	484	0,00912	0,99088	49,83	53,79	8
9	52.539	410	0,00780	0,99220	49,27	53,04	9
10	52.129	357	0,00684	0,99316	48,67	52,25	10
11	51.772	308	0,00594	0,99406	48,00	51,42	11
12	51.464	270	0,00524	0,99476	47,28	50,58	12
13	51.194	242	0,00473	0,99527	46,53	49,72	13
14	50.952	225	0,00442	0,99558	45,75	48,84	14
15	50.727	232	0,00457	0,99543	44,95	47,96	15
16	50.495	256	0,00506	0,99494	44,15	47,07	16

\* Табл. 173. Таблица смертности населения  
Европейской России.

1896—1897 гг.

Мужской пол. (Продолжение).

Возраст	Числа доживающих до возраста $x$	Числа умирающих при переходе от возраста $x$ к возрасту $x+1$	Вероятность умереть в течение следующего года жизни	Вероятность остаться в живых в течение следующего года жизни	Средняя продолжительность предстоящей жизни в годах	Вероятная продолжительность предстоящей жизни в годах	Возраст
$x$	$l_x$	$d_x$	$q_x$	$p_x$	$e_x^0$	$v_x$	$x$
1	2	3	4	5	6	7	8
17	50.239	275	0,00548	0,99452	43,38	46,19	17
18	49.964	299	0,00599	0,99401	42,61	45,33	18
19	49.665	318	0,00641	0,99359	41,87	44,47	19
20	49.347	327	0,00663	0,99337	41,13	43,62	20
21	49.020	339	0,00691	0,99309	40,40	42,78	21
22	48.681	346	0,00711	0,99289	39,68	41,94	22
23	48.335	349	0,00723	0,99277	38,96	41,11	23
24	47.986	357	0,00745	0,99255	38,24	40,27	24
25	47.629	356	0,00747	0,99253	37,53	39,43	25
26	47.273	356	0,00753	0,99247	36,80	38,59	26
27	46.917	355	0,00757	0,99243	36,08	37,76	27
28	46.562	354	0,00761	0,99239	35,35	36,92	28
29	46.208	357	0,00773	0,99227	34,62	36,08	29
30	45.851	362	0,00789	0,99211	33,88	35,23	30
31	45.489	368	0,00808	0,99192	33,15	34,40	31
32	45.121	378	0,00837	0,99163	32,42	33,56	32
33	44.743	389	0,00869	0,99131	31,69	32,73	33

\* Табл. 173. Таблица смертности населения  
Европейской России.

1896—1897 гг.

Мужской пол. (Продолжение).

Возраст	Числа доживающих до возраста $x$	Числа умирающих при переходе от возраста $x$ к возрасту $x + 1$	Вероятность умереть в течение следующего года жизни	Вероятность остаться в живых в течение следующего года жизни	Средняя продолжительность предстоящей жизни в годах	Вероятная продолжительность предстоящей жизни в годах	Возраст
$x$	$l_x$	$d_x$	$q_x$	$p_x$	$e^0_x$	$v^x$	$x$
1	2	3	4	5	6	7	8
34	44.354	399	0,00900	0,99100	30,96	31,90	34
35	43.955	409	0,00931	0,99069	30,24	31,07	35
36	43.546	418	0,00961	0,99039	29,51	30,25	36
37	43.128	426	0,00987	0,99013	28,80	29,43	37
38	42.702	436	0,01020	0,98980	28,08	28,61	38
39	42.266	440	0,01040	0,98960	27,36	27,80	39
40	41.826	468	0,01119	0,98881	26,64	26,99	40
41	41.358	484	0,01171	0,98829	25,94	26,19	41
42	40.874	515	0,01260	0,98740	25,24	25,39	42
43	40.359	538	0,01334	0,98666	24,56	24,61	43
44	39.821	560	0,01407	0,98593	23,88	23,84	44
45	39.261	580	0,01478	0,99522	23,22	23,07	45
46	38.681	599	0,01549	0,98451	22,56	22,32	46
47	38.082	617	0,01621	0,98379	21,90	21,57	47
48	37.465	635	0,01696	0,98304	21,26	20,83	48
49	36.830	656	0,01780	0,98220	20,61	20,10	49
50	36.174	678	0,01878	0,98122	19,98	19,37	50

\* Табл. 173. Таблица смертности населения  
Европейской России.

1896—1897 гг.

Мужской пол. (Продолжение).

Возраст	Числа доживающих до возраста $x$	Числа умирающих при переходе от возраста $x$ к возрасту $x+1$	Вероятность умереть в течение следующего года жизни	Вероятность остаться в живых в течение следующего года жизни	Средняя продолжительность предстоящей жизни в годах	Вероятная продолжительность предстоящей жизни в годах	Возраст
$x$	$l_x$	$d_x$	$q_x$	$p_x$	$e^o_x$	$v_x$	$x$
1	2	3	4	5	6	7	8
51	35.496	707	0,01991	0,98009	19,35	18,66	51
52	34.789	736	0,02116	0,97884	18,73	17,97	52
53	34.053	767	0,02253	0,97747	18,13	17,27	53
54	33.286	798	0,02397	0,97603	17,55	16,60	54
55	32.488	824	0,02536	0,97464	16,95	15,94	55
56	31.664	845	0,02670	0,97330	16,38	15,29	56
57	30.819	859	0,02788	0,97212	15,82	14,66	57
58	29.960	883	0,02947	0,97053	15,26	14,04	58
59	29.077	894	0,03075	0,96925	14,70	13,43	59
60	28.183	920	0,032164	0,96736	14,15	12,83	60
61	27.263	952	0,03492	0,96508	13,61	12,25	61
62	26.311	991	0,03768	0,96232	13,09	11,68	62
63	25.320	1.038	0,04101	0,95899	12,58	11,14	63
64	24.282	1.087	0,04477	0,95523	12,10	10,63	64
65	23.195	1.130	0,04873	0,95127	11,64	10,14	65
66	22.065	1.165	0,05278	0,94722	11,21	9,69	66
67	20.900	1.184	0,05664	0,94336	10,81	9,26	67



\* Табл. 173. Таблица смертности населения Европейской России.

1896—1897 гг.

Мужской пол. (Продолжение).

Возраст	Числа доживающих до возраста $x$	Числа умирающих при переходе от возраста $x$ к возрасту $x+1$	Вероятность умереть в течение следующего года жизни	Вероятность остаться в живых в течение следующего года жизни	Средняя продолжительность предстоящей жизни в годах	Вероятная продолжительность предстоящей жизни в годах	Возраст
$x$	$l_x$	$d_x$	$q_x$	$p_x$	$e_x^0$	$u_x$	$x$
1	2	3	4	5	6	7	8
68	19.716	1.187	0,06022	0,93978	10,43	8,86	68
69	18.529	1.182	0,06381	0,93619	10,07	8,48	69
70	17.347	1.175	0,06772	0,93228	9,72	8,10	70
71	16.172	1.147	0,07091	0,92909	9,39	7,76	71
72	15.025	1.121	0,07464	0,92536	9,07	7,42	72
73	13.904	1.095	0,07879	0,92121	8,76	7,09	73
74	12.809	1.066	0,08325	0,91675	8,46	6,78	74
75	11.743	1.033	0,08794	0,91206	8,18	6,50	75
76	10.710	994	0,09277	0,90723	7,93	6,24	76
77	9.716	949	0,09766	0,90234	7,69	5,98	77
78	8.767	899	0,10254	0,89746	7,46	5,77	78
79	7.868	846	0,10747	0,89253	7,26	5,57	79
80	7.022	787	0,11201	0,88799	7,07	5,38	80
81	6.235	722	0,11583	0,88417	6,90	5,21	81
82	5.513	666	0,12078	0,87922	6,74	5,05	82
83	4.847	605	0,12481	0,87519	6,60	4,92	83
84	4.242	545	0,12856	0,87144	6,47	4,81	84

\* Табл. 173. Таблица смертности населения Европейской России.

1896—1897 гг.

Мужской пол. (Продолжение).

Возраст	Числа доживающих до возраста $x$	Числа умирающих при переходе от возраста $x$ к возрасту $x + 1$	Вероятность умереть в течение следующего года жизни	Вероятность остаться в живых в течение следующего года жизни	Средняя продолжительность предстоящей жизни в годах	Вероятная продолжительность предстоящей жизни в годах	Возраст
$x$	$l_x$	$d_x$	$q_x$	$p_x$	$e_x^0$	$v_x$	$x$
1	2	3	4	5	6	7	8
85	3.697	488	0,13203	0,86797	6,35	4,70	85
86	3.209	434	0,13520	0,86480	6,24	4,62	86
87	2.775	381	0,13738	0,86262	6,13	4,54	87
88	2.394	337	0,14066	0,85934	6,03	4,46	88
89	2.057	294	0,14298	0,85702	5,94	4,39	89
90	1.763	256	0,14505	0,85495	5,84	4,33	90
91	1.507	221	0,14692	0,85308	5,75	4,27	91
92	1.286	192	0,14895	0,85105	5,65	4,21	92
93	1.094	165	0,15110	0,84890	5,56	4,15	93
94	929	142	0,15330	0,84670	5,46	4,09	94
95	787	122	0,15548	0,84452	5,35	4,02	95
96	665	105	0,15755	0,84245	5,24	3,98	96
97	560	89	0,15945	0,84055	5,13	3,94	97
98	471	76	0,16106	0,83894	5,01	3,88	98
99	395	64	0,16229	0,83771	4,87	3,81	99
100	331	—	0,16302	0,83698	4,72	3,72	100

интерес. На практике, однако, применение прямого способа построения таблиц смертности встречает значительные затруднения. Для получения этим путем полной таблицы смертности, доведенной до предела человеческой жизни, необходимо располагать соответственными материалами об умерших приблизительно за период времени в 100 лет; далее, необходимо, чтобы изменения в численности прослеживаемого поколения родившихся за все 100 лет происходили только в зависимости от смертности и не зависели от механических перемещений населения, его эмиграции и иммиграции. Это последнее условие, в применении к населению какой-либо страны или местности, является на практике неосуществимым.

\* Вместе с тем построенная по прямому способу таблица, при всем ее научном интересе, не давала бы картины смертности, характерной для данного периода времени, а скорее исторический ход развития смертности в прошлом; между тем для практических санитарных и демографических целей наиболее существенно детальное выявление современных закономерностей и особенностей смертности данного населения, определяемых современными санитарными, социальными и экономическими условиями жизни. В виду этого и трудностей получения подходящих статистических материалов, прямой способ построения таблиц смертности на практике не применяется, кроме измерения смертности в раннем детском возрасте, до пяти лет.

\* Косвенный способ. Обычным способом построения таблиц смертности является косвенный способ, при котором первоначально определяют не величины  $l_x$ , а величины  $q_x$  и  $p_x$  (вероятности

дожить или не дожить до следующего года жизни), путем сопоставления чисел умерших, распределенных по возрасту, с аналогично распределенными числами населения по переписи. Затем последовательно умножая на вероятности дожития ( $p_x$ ) какое-нибудь произвольное круглое число (1.000, 10.000, 100.000), принимаемое за основную массу родившихся, получают числа доживающих до последующих возрастов ( $l_x$ ).

\* Построенная по косвенному способу таблица смертности представляет, таким образом, порядок вымирания не реального, действительно существовавшего поколения, но тот порядок вымирания, в котором вымирала бы некоторая, не существовавшая гипотетическая масса родившихся, при повозрастной смертности, одинаковой со смертностью в тот период времени, за который берутся данные об умерших.

\* При сопоставлении числа умерших известного возраста с числом населения того же возраста по переписи, произведенной, например, в середине того календарного года, за который берутся данные об умерших, получается обычный повозрастный коэффициент смертности, который принято обозначать через  $m_x$ . Коэффициент этот не равнозначущ необходимой для построения таблицы смертности вероятности умереть в данном возрасте ( $q_x$ ). Для получения искомой вероятности необходимо относить число умерших данного возраста к числу всех лиц, которым угрожала опасность умереть в течение времени, отделяющего момент перехода в данную возрастную группу и момент перехода из данной возрастной группы в следующую, иными словами, к начальному числу живущих данного возраста, а не к среднему, получаемому при переписи. Получение вероятностей  $q_x$  канболее точным образом возможно в

случаях, когда население и умершие распределены не только по возрасту, но по возрасту в комбинации с годом рождения. Однако, и при отсутствии этих данных, представляется возможным определить величины  $q_x$  и  $p_x$  с достаточной для практических целей точностью.

\* Определения эти основаны на предпосылке о равномерном распределении смертности в течение данного года жизни. Пользуясь обозначениями элементов таблицы смертности, имеем

$$\frac{m_x}{2} = \frac{d_x}{l_x + l_{x+1}} = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x + l_{x+1}} = \frac{1 - p_x}{1 + p_x}$$

и отсюда

$$p_x = \frac{2 - m_x}{2 + m_x}$$

и

$$q_x = 1 - p_x = \frac{2m_x}{2 + m_x}$$

\* В абсолютных числах, обозначая числа умерших в возрасте  $x$  через  $D_x$  и числа населения возраста  $x$  через  $L_x$ , имеем

$$p_x = \frac{2L_x - D_x}{2L_x + D_x}$$

и

$$q_x = \frac{D_x}{L_x + \frac{1}{2}D_x}$$

\* Таким образом, для определения вероятности умереть в течение следующего года жизни следует разделить число умерших в данном возрасте на число населения данного возраста, увеличенное на половину числа умерших того же возраста.

Этот способ обычно и применяется для построения таблиц смертности, кроме детских возрастов до пяти лет, где вероятности определяются изложенными выше (стр. 632) способами, путем сопоставления чисел умерших с числами родившихся и доживших до данного возраста.

\* К описанному косвенному способу построения таблиц смертности примыкает способ, при котором первоначально определяются величины  $d_x$ . Для этого числа умерших, распределенные по возрасту, сопоставляются с числами родившихся тех календарных лет, в течение которых родилась данная возрастная группа умерших. Так, числа умерших в возрасте 20 лет сопоставляются с числом родившихся 20 лет назад, числа умерших в возрасте 90 лет сопоставляются с числом родившихся 90 лет назад и т. д.

\* Полученные при делении чисел умерших на соответствующие числа родившихся величины ( $d_x$ ) соответствуют вероятностям умереть в данном возрасте для соответствующих поколений родившихся.

\* Из полученных этим путем величин  $d_x$  путем последовательных вычитаний из какого-нибудь произвольного круглого числа, принимаемого за основную массу родившихся, получают числа доживающих до последующих возрастов ( $l_x$ ).

\* Так как при этом способе каждая годовая возрастная группа умерших относится к различным поколениям родившихся, при чем для полной таблицы смертности берется около 100 поколений, т.-е. родившиеся в течение 100 лет до календарного года, за который берутся данные об умерших, то построенные по этому способу таблицы смертности не представляют порядок вымирания реальной массы родившихся, как это получается при прямом способе построения таблиц, но порядок

вымирания гипотетического, несуществовавшего поколения. Вместе с тем, построенные по этому методу таблицы не могут дать и вполне правильной картины порядка вымирания гипотетического поколения, поставленного в современные условия смертности, как это получается при косвенном способе построения таблиц, так как для этого требуются условия, на практике почти не осуществимые: отсутствие эмиграции и иммиграции и неизменный порядок вымирания отдельных поколений, т. - е. условие, чтобы из числа родившихся каждого поколения до данного возраста доживал одинаковый процент.

\* В настоящее время для построения таблиц смертности, относящихся ко всему населению, применяется только косвенный способ, при чем за границей построение таблиц производится периодически, обычно за годы, примыкающие к переписям населения, или же за годы между переписями.

\* Русские таблицы смертности. В России, до производства первой всеобщей переписи населения в 1897 г., построение таблиц смертности производилось преимущественно по описанному способу первоначального определения величин  $d_x$ .

\* Сюда относятся: таблицы, построенные академиком В. Я. Буняковским (одна—по данным об умерших за 1862 г., одна—за 1870 г. и одна—за 1863—1870 гг.), таблица К. А. Андреева (за 1851—1860 гг.), таблица В. И. Борткевича (за 1874—1883 гг.), таблица Л. Бессера и К. Баллода (за 1867—1890 гг.).

\* Все эти таблицы относятся не ко всему, а только к православному населению России.

\* После производства переписи 1897 г. С. А. Новосельским была построена по косвенному способу полная, относящаяся ко всему населению Европейской России таблица по данным об умерших за примыкающие к переписи годы. Выдержки из этой таблицы помещены выше (стр. 646).

\* Средняя продолжительность жизни. Из таблиц смертности можно получить ряд средних величин, характеризующих продолжительность жизни населения при данных условиях смертности.

\* Наиболее важной из этих величин является средняя продолжительность жизни или, сокращенно, средняя жизнь,—величина, соответствующая средней арифметической ряда распределения.

\* Средняя жизнь представляет то число лет, которое, в среднем, при данных условиях смертности предстоит прожить одному лицу из данной совокупности родившихся или из совокупности лиц, достигших известного возраста. Величина эта, понятно, различная для различных возрастов.

\* Из  $l_x$  доживших до возраста  $x$ ,  $d_x$  умирают, не прожив полный год жизни по достижении возраста  $x$ ,  $d_{x+1}$  умирают в течение второго года,  $d_{x+2}$  умирают в течение третьего года и т. д.

\* Обозначая среднюю продолжительность предстоящей жизни в возрасте  $x$  через  $e_x$ , имеем

$$l_x e_x = d_{x+1} + 2d_{x+2} + 3d_{x+3} \text{ и т. д.}$$

\* Подставляя вместо  $d_{x+1}, \dots$  их значения, выражаемые через  $l_x$ , имеем

$$l_x e_x = (l_{x+1} - l_{x+2}) + 2(l_{x+2} - l_{x+3}) + 3(l_{x+3} - l_{x+4}) + \dots = l_{x+1} + l_{x+2} + l_{x+3} \text{ и т. д.}$$

$$\text{или } e_x = \frac{l_{x+1} + l_{x+2} + l_{x+3} + \dots}{l_x} \text{ и т. д.}$$



\* Величина  $e_x$  носит название сокращенной средней продолжительности жизни, и при вычислении ее принимаются во внимание только полностью прожитые года, и не принимается во внимание та часть года жизни, которая прожита в течение года смерти.

\* Обычно пользуются не этой величиной, а величиной полной средней продолжительности жизни, обозначаемой через  $e^o_x$ .

\* При определении этой величины принимают, что упомянутая дробная часть года составляет в среднем полгода, и следовательно

$$e^o_x = 1/2 + e_x$$

$$\text{или } e_x = \frac{1/2 l_x + l_{x+1} + l_{x+2} + l_{x+3} + \dots}{l_x}$$

$$= \frac{1/2(l_x + l_{x+1}) + 1/2(l_{x+1} + l_{x+2}) + 1/2(l_{x+2} + l_{x+3})}{l_x}$$

$$= \frac{L_x + L_{x+1} + L_{x+2} + \dots}{l_x} \text{ и т. д.,}$$

где  $L_x = 1/2(l_x + l_{x+1})$ .

\* Таким образом для определения величины средней жизни для какого-либо возраста нужно образовать величины  $L_x$ , сложить их, начиная с возраста, для которого определяется средняя жизнь, и кончая предельным возрастом, и разделить полученную сумму на число доживающих до возраста, для которого определяется величина средней жизни; или же просто сложить числа доживающих, начиная с возраста, следующего за возрастом, для которого определяется средняя жизнь, и кончая предельным возрастом, разделить полученную сумму на число доживающих до возраста, для которого определяется средняя жизнь, и к полученному частному прибавить  $1/2$  года.

\* Величины средней жизни можно получить и из вероятностей  $q_x$  и  $p_x$  и, наоборот, можно получить вероятности  $q_x$  и  $p_x$  из величин средней жизни.

$$l_x e_x = l_{x+1} + l_{x+2} + l_{x+3} \text{ и т. д.}$$

$l_{x+1} (1 + e_{x+1}) = l_{x+1} + l_{x+2} + l_{x+3}$  и т. д.  
и таким образом

$$l_x e_x = l_{x+1} (1 + e_{x+1})$$

$$\text{или } e_x = \frac{l_{x+1}}{l_x} (1 + e_{x+1}) = p_x (1 + l_{x+1})$$

$$p_x = \frac{e_x}{1 + e_{x+1}} \text{ и}$$

$$q_x = \frac{1 - (e_x - e_{x+1})}{1 + e_{x+1}}$$

\* Коэффициент смертности стационарного населения. Величины  $L_x = 1/2 (l_x + l_{x+1})$  представляют возрастную группировку стационарного (неподвижного) населения. Под стационарным населением понимается население с «постоянной плотностью рождений», с неизменным порядком вымирания и с отсутствием эмиграции и иммиграции.

\* «Постоянная плотность рождений» означает, что на промежутки времени равной продолжительности приходится всегда одинаковое число рождений; под неизменным порядком вымирания понимается, что из числа родившихся за любой промежуток времени доживает до известного возраста всегда одинаковый процент. При этих условиях количество населения каждого возраста, а следовательно, и общее количество населения будет во всякое время одинаковым.

Возрастной состав такого неподвижного населения определяется исключительно порядком вымирания. Общее количество неподвижного населения равняется произведению ежегодного числа рождений на среднюю продолжительность жизни при рождении, и, следовательно, коэффициент рождаемости и смертности (так как в стационарном населении эти величины совпадают) равняется для стационарного населения обратной величине средней продолжительности жизни.

\* Обозначая стационарное население в возрасте  $x$  и выше через  $T_x$  имеем

$$T_x = \sum_x^{\omega} L_x = \sum_x^{\omega} \frac{1}{2} (l_x + l_{x+1}) = \frac{1}{2} l_x + \sum_{x+1}^{\omega} l_x = l_x e''_x$$

\* Общая численность населения составляет

$$T_0 = l_0 e''_0$$

и коэффициент смертности такого стационарного населения равняется

$$\frac{l''_0}{T_0} = \frac{l_0}{l_0 e''_0} = \frac{1}{e''_0}$$

\* Равным образом коэффициент в возрасте  $x$  и выше составляет

$$\frac{l''_x}{T_x} = \frac{l_x}{l_x e''_x} = \frac{1}{e''_x}$$

\* Получаемый из таблиц смертности коэффициент смертности стационарного населения представляет наиболее точную и совершенную сравнительную меру смертности населения, для которого построена таблица смертности.

\* В дополнение к указанному выше (стр. 635 и 640) относительно среднего возраста умерших и живущих, необходимо подчеркнуть, что величины

средней продолжительности жизни могут быть определены только из таблиц смертности.

\* Определение средней продолжительности жизни из среднего возраста умерших или живущих и на основании различных эмпирических формул является ошибочным приемом, основанным на смешении обычного подвижного населения с охарактеризованным выше неподвижным населением таблицы смертности.

\* Вероятная продолжительность жизни. Вероятная продолжительность жизни соответствует медиане ряда распределения и представляет число лет, по истечении которых в таблице смертности из числа родившихся или сверстников какого-либо возраста остается в живых половина или, иными словами, разность между возрастом  $x$  и тем возрастом  $x + n$ , в котором по таблице смертности остается в живых  $1/2 l_x$ .

\* Вероятность для лиц возраста  $x$  дожить и не дожить до возраста  $x + n$  таким образом одинакова, т. е.  $\frac{l_{x+n}}{l_x} = \frac{l_x - l_{x+n}}{l_x}$ . В таблицах смертности в большинстве случаев нельзя найти чисел доживающих до известного полного возраста, точно соответствующих половине  $l_x$ . Так, например, по приведенной выше таблице смертности мужского населения Европейской России, из 100.000 родившихся мужского пола 50.239 доживают до возраста 17 лет и 49.964 до возраста 18 лет, и вероятная продолжительность жизни при рождении находится между 17 и 18 годами; из 45.851 доживших до возраста 30 лет 23.195 доживает до возраста 65 лет и 22.065 до возраста 66 лет, и вероятная жизнь для 30-летнего находится между 35 и 36 годами и т. д.

\* Для более точного определения величин вероятной продолжительности жизни пользуются формулой

$$V_x = n + \frac{l_{x+n} - 1/2 l_x}{l_{x+n} - l_{x+n+1}} = n + \frac{l_{x+n} - 1/2 l_x}{d_{x+n}}, \text{ где}$$

$V_x$  обозначает вероятную продолжительность жизни в возрасте  $x$ ,  $n$  разность между возрастом  $x$  и тем возрастом  $x + n$ , в котором остается в живых несколько больше половины лиц возраста  $x$ .

\* Пользуясь вышеприведенными цифровыми примерами, находим:

$$V_{17} = 17 + \frac{50.239 - \frac{100.000}{2}}{50.239 - 49.964} = 17 + \frac{239}{275} = 17,87$$

$$V_{35} = 35 + \frac{23.195 - \frac{45.851}{2}}{23.195 - 22.065} = 35 + \frac{269}{1.130} = 35,23.$$

Величины вероятной продолжительности жизни имеют меньшее биометрическое значение, чем величины средней продолжительности жизни. Обе величины служат выражением большей или меньшей интенсивности вымирания, резюмируя одной цифрой условия смертности, существующие в последующих возрастах. Но тогда как числа средней жизни резюмируют условия смертности, существующие во всех последующих возрастах до самого конца жизни, числа вероятной жизни отражают условия смертности, существующие лишь в известных возрастных пределах.

\* Очевидно поэтому, что обе величины не совпадают и что вероятная жизнь, как определитель смертности, уступает средней жизни.

\* Нормальная продолжительность жизни. Нормальная продолжительность жизни соответствует моде в ряде распределения и представляет тот возраст, который при данных условиях смертности является «нормальным», «модным» возрастом смерти. Если проследить по таблице смертности числа умерших ( $d_x$ ) в последовательных возрастах, то числа эти, начиная от рождения, быстро понижаются до минимума в возрасте 12--14 лет, а затем непрерывно возрастают до известного возраста, после которого начинают непрерывно уменьшаться.

\* Этот последний возраст, на который приходится наибольшее число умерших, и принимается за нормальную продолжительность жизни. Так, в вышеприведенной таблице смертности мужского населения Европейской России наибольшее число умерших приходится на возраст 68 лет; следовательно, нормальная продолжительность жизни русского мужского населения при данных условиях смертности составляет около 68 лет.

\* Для более точного определения величины нормальной продолжительности жизни можно пользоваться приведенной выше (стр. 128) формулой для определения моды.

\* Увеличение средней продолжительности жизни. В связи с понижением смертности, средняя продолжительность жизни за последние десятилетия почти везде значительно повысилась.

\* Для иллюстрации этого повышения в таблице 174 сопоставлены величины средней продолжительности жизни в различных возрастах по таблицам смертности для ряда стран.

\* Таблица 174. Средняя продолжительность жизни в годах

Государства и периоды времени	Мужской пол					Женский пол				
	При рождении	В возрасте				При рождении	В возрасте			
		10 лет	20 лет	30 лет	60 лет		10 лет	20 лет	30 лет	60 лет
Англия и Уэльс										
1838—854	39,51	47,05	39,48	32,76	13,53	41,85	47,67	40,29	33,81	14,34
1871—880	41,35	47,66	39,40	32,10	13,14	44,62	49,76	41,66	34,41	14,24
1881—890	43,66	49,00	40,27	32,52	12,88	47,18	51,10	42,42	34,76	14,10
1891—900	44,13	49,63	41,02	33,07	12,93	47,77	51,97	43,44	35,39	14,10
1901—910	48,53	51,81	43,01	34,76	13,49	52,38	54,53	45,77	37,36	15,01
1910—912	51,50	53,08	44,21	35,81	13,78	55,35	55,91	47,10	38,54	15,48
1920—922	55,62	54,64	45,78	37,40	14,36	59,58	57,53	48,73	40,26	16,22
Германия										
1871—881	35,38	46,51	38,45	31,41	12,11	38,45	48,18	40,19	33,07	12,71
1881—890	37,17	47,75	39,52	32,11	12,43	40,25	49,69	41,62	34,21	13,14
1891—900	40,56	49,66	41,23	33,46	12,82	43,97	51,71	43,37	35,62	13,60
1901—910	44,82	51,16	42,56	34,55	13,14	48,33	53,35	44,84	36,94	14,17
1910—911	47,41	52,18	43,43	35,29	13,18	50,68	53,99	45,35	37,30	14,17
1924—926	55,97	55,63	46,70	38,56	14,60	58,82	57,11	48,09	39,76	15,51
Франция										
1817—831	38,30	47,00	40,00	34,00	13,25	40,80	49,90	43,80	33,40	13,20
1861—865	39,10	48,70	41,00	34,65	13,55	40,55	48,75	41,60	35,10	13,00













































