

А. М. МЕРКОВ, Л. Е. ПОЛЯКОВ

# САНИТАРНАЯ СТАТИСТИКА

(пособие для врачей)

---



Мерков А. М., Поляков Л. Е. *Санитарная статистика* (пособие для врачей), 1974.

Книга является наиболее полным и современным руководством по санитарной статистике и научным статистическим методам обработки клинических, лабораторных и экспериментальных медицинских данных.

В нее включены два самостоятельных раздела: 1) общая теория и методы санитарно-статистического исследования (в том числе параметрические и непараметрические методы оценки значимости различий, основы выборочного метода, корреляционного, регрессионного и дисперсионного анализа и др.); 2) статистика здоровья населения (санитарно-демографическая статистика, статистика заболеваемости и физического развития населения).

В книге нашли отражение те изменения, которые произошли в методологии санитарной и медицинской статистики за последние годы в связи с широким внедрением вычислительной техники и математико-статистических методов.

Книга рассчитана на врачей и научных медицинских работников всех профилей и в особенности на специалистов в области общей и социальной гигиены, санитарной статистики и организации здравоохранения, а также на аспирантов медицинских институтов и студентов-медиков старших курсов.

Руководство может быть полезным также биологам и другим специалистам в области отраслевых статистик и методов научной обработки количественной информации.

В книге содержится 165 таблиц, 37 рисунков, библиография включает 86 названий.

## ПРЕДИСЛОВИЕ

Успехи советской медицины и здравоохранения хорошо известны как в СССР, так и далеко за его пределами.

Бесплатность и общедоступность медицинской помощи, профилактическое направление и государственный характер советского здравоохранения, единство теории и практики, широкое использование достижений науки и техники в деятельности лечебных учреждений и, наконец, участие общественности и широких масс трудящихся в решении вопросов охраны здоровья советского народа — основные принципы советской системы здравоохранения. Значительное развитие получила советская медицина и здравоохранение в девятой пятилетке. Предусмотренное в Директивах XXIV съезда КПСС по пятилетнему плану развития народного хозяйства СССР на 1971—1975 гг. существенное повышение благосостояния народа, в том числе расширение работ по благоустройству населенных пунктов, улучшению коммунального и бытового обслуживания, жилищных условий, питания населения, условий труда и отдыха, широким фронтом входит в жизнь, самым непосредственным образом отражаясь на здоровье людей. В девятой пятилетке осуществляются меры по дальнейшему развитию физической культуры и спорта, советской биологической и медицинской науки.

Большую роль в реальном осуществлении грандиозных предначертаний XXIV съезда КПСС в области медицины и здравоохранения имеет санитарная статистика, являющаяся важной методологической основой медицинской науки и практики. За последнее десятилетие санитарная статистика в СССР получила особенно значительное развитие. Методы санитарной статистики все более широко применяются в клинической медицине, гигиене, в том числе социальной гигиене и организации здравоохранения, в экспериментальных медицинских исследованиях. Можно с уверенностью сказать, что в настоящее время нет ни одной отрасли медицинской науки, где не приходилось бы пользоваться статистикой. Для врачей и организаторов здравоохранения санитарная статистика является одним из важнейших средств ознакомления и количественной характеристики санитарно-производственных и санитарно-бытовых условий жизни населения и состояния его здоровья. Она необходима для выявления причин заболеваемости и смерт-

ности, разработки оздоровительных мероприятий, для контроля за выполнением планов и проверки эффективности профилактической и лечебной работы.

Советской санитарной статистикой установлены объективные закономерности существенного улучшения здоровья всех групп населения за годы Советской власти. Так, средняя продолжительность предстоящей жизни населения в СССР возросла, по сравнению с последними годами дореволюционной России, более чем в два раза и составляет в настоящее время 70 с лишним лет. Смертность населения в СССР является самой низкой в мире. Ее уровень ниже, чем в США, Англии, Франции, Швеции и ряде других экономически развитых стран. Смертность детей в возрасте до 1 года только за 9 лет (1960—1969) снизилась на 26%, и в 1969 г. ее показатель составил 26 на 1000 родившихся, а в 1970 г. он стал еще ниже — 25‰ (Б. В. Петровский, 1971) <sup>1</sup>.

В СССР резко снизилась заболеваемость многими болезнями, а некоторые из них, особенно из числа инфекционных, вовсе исчезли с территории нашей страны.

Заметно улучшилось физическое развитие всех групп населения.

В клинических и экспериментальных медицинских исследованиях статистические методы способствуют установлению закономерностей, присущих патологическому процессу, позволяют применить количественные критерии для оценки отдельных видов лечения.

Все это требует значительного расширения числа врачей, владеющих статистической методикой в такой степени, чтобы самостоятельно проводить исследование, анализировать и правильно толковать медико-статистические данные.

Несмотря на определенные достижения в деле подготовки врачей по санитарной статистике, основная масса медицинских работников еще слабо владеет статистическими методами. Хотя за последние годы вышел из печати ряд руководств и пособий по общим вопросам санитарной статистики и по ее отраслевым разделам (применение статистики в области гигиены, эпидемиологии, микробиологии, онкологии, экспериментальных и клинических медицинских исследованиях, военно-медицинском деле и пр.), количество специальной литературы все еще совершенно недостаточно. В книжных магазинах отсутствует необходимая методическая литература, и даже в медицинских библиотеках трудно получить исчерпывающее пособие по санитарной статистике.

Выдающиеся представители отечественной клинической и профилактической медицины, ранее других оценившие

---

<sup>1</sup> Петровский Б. В. Здоровье народа — важнейшее достояние социалистического общества. М., 1971, с. 96.



роль и значение статистики, придавали большое значение ее применению при обработке клинических и экспериментальных материалов в научной и практической работе по социальной гигиене и организации здравоохранения.

Еще Н. И. Пирогов в книге «Начала общей военно-полевой хирургии» писал, что применение статистики в хирургии «... есть несомненный прогресс». В. А. Манассеин, крупнейший терапевт конца прошлого века, в издании «Лекции общей терапии» специальную тему посвятил вопросу статистической обработки клинических материалов, излагая ее на высоком для того времени уровне. Большое значение в развитии санитарной статистики имели работы Ф. Ф. Эрисмана, Е. А. Осипова, С. А. Новосельского, П. И. Куркина и других гигиенистов и земских врачей.

Основоположники советского здравоохранения и социальной гигиены Н. А. Семашко и З. П. Соловьев высоко ценили санитарную статистику и широко применяли ее в своих научных трудах, практической и учебной деятельности.

За последние годы в статистической науке разработан ряд новых методических приемов исследования (непараметрические методы оценки достоверности результатов исследования, дисперсионный анализ и многие другие), частично связанных с появлением новой вычислительной техники и до сих пор не нашедших достаточного отражения в литературе. Не всегда можно найти указания о необходимости применения новых методов исследования, соответствующих различным изучаемым явлениям в области здоровья населения. Особенно это относится к статистике заболеваемости, где «еще относительно недавно принижалось значение математических методов исследования, отрицалась допустимость применения выборочных исследований, недостаточно понималась ведущая роль научной теории и отдавалось предпочтение эмпирическим приемам учетно-статистической работы<sup>1</sup>».

Все это и побудило попытаться создать руководство по санитарной статистике, в котором, наряду с изложением классических статистических методов исследования, нашло отражение и то новое, что может быть рекомендовано современному врачу для изучения и толкования ряда проблем, возникающих перед ним в процессе научного медицинского исследования или практической работы, особенно в области социальной гигиены и организации здравоохранения.

В книге представлены два основных раздела санитарной статистики: «Методы санитарной статистики» и «Статистика здоровья населения».

---

<sup>1</sup> Методологические вопросы санитарной и медицинской статистики. В кн.: Учебные записки по статистике, т. IX. Под ред. Т. Рябушкина и др. М., 1965, с. 4.

Учитывая относительно малое знакомство врачей с математикой, материал изложен наиболее популярно, максимально ограничена его математическая сторона. Данная книга потребует от читателя математических познаний в объеме средней школы, поэтому усвоение материала не должно вызвать затруднений.

В какой мере удалось выполнить поставленную задачу, покажет практика пользования этим пособием.

В заключение лишь можно сказать, что работа над книгой была распределена следующим образом: «Введение» к части I, главы I—V, VII, IX—XI, XIII, XV—XX принадлежат перу профессора А. М. Меркова: главы VI, VIII, XII, XIV, XXI—XXIII, часть главы X, «Введение» к части II написал профессор Л. Е. Поляков.

*Дополнение к предисловию.* Аркадий Михайлович Мерков не дожидаясь выхода в свет этой книги. 11 ноября 1971 года в возрасте 72 лет он скончался. Это был крупный советский специалист в области санитарной и демографической статистики. Его большой, интересный, порою нелегкий, жизненный путь начинался с деятельности врача-практика. А. М. Мерков вырос до большого ученого-педагога, доктора медицинских наук, профессора, руководителя отдела санитарной статистики Министерства здравоохранения СССР.

Предлагаемое руководство является творческим завершением его колоссального практического и научного опыта. Это достойный памятник Аркадию Михайловичу Меркову — хорошему товарищу по работе, другу и учителю.

Профессор Л. Е. Поляков

Часть I

# МЕТОДЫ САНИТАРНОЙ СТАТИСТИКИ

---

ПРЕДМЕТ И СОДЕРЖАНИЕ  
САНИТАРНОЙ СТАТИСТИКИ

**Определение статистики.** Санитарная статистика является одной из отраслей статистики. Для правильного понимания ее предмета необходимо представить себе, чем вообще является статистика как отрасль науки и раздел общественной практики.

Статистикой иногда называют числовое описание, количественное измерение каких-либо явлений. Статистический справочник, наполненный числами, с этой точки зрения, исчерпывает собой понятие статистики. Между тем такое определение недостаточно, так как не дает ясного представления о сущности статистики, не указывает, что, для чего и каким образом подвергается количественному измерению.

До относительно недавнего времени существовали три различные точки зрения на предмет статистики. Согласно первой из них, статистика является универсальной наукой, подвергающей количественному изучению все явления общества и природы. Ошибочность этого утверждения заключается в том, что оно превращает статистику в науку, безразлично относящуюся к классам и общественным формациям при изучении общественных явлений и в равной степени изучающую количественные отношения различных сторон жизни человеческого общества и соотношения, присущие живой и неживой природе. Такого рода универсальной науки быть не может. Закономерности общественных и природных явлений различны. Изучением количественных отношений вообще, абстрагированных от качественной стороны явлений, занимается особая наука — математика. Статистика отличается от математики именно тем, что изучает количественные закономерности материальных явлений, имеющих определенные качественные характеристики. Следовательно, количественные закономерности качественно различных между собой общественных и природных явлений не могут быть предметом изучения одной науки.

Вторая точка зрения на предмет и содержание статистики состоит в том, что статистика рассматривается как наука, не имеющая материального содержания, как наука о методах изучения массовых явлений. Однако наиболее общие методологические закономерности развития природы, общества и мышления обобщаются диалектическим материализмом, лежащим в основе всех наук. Превращая статистику в науку о всеобщем методе количественного изучения, сторонники второй точки зрения ошибочно ставят статистику на один уровень с диалектическим материализмом. Это, разумеется, неправильно.

Наконец, третья, верная точка зрения на предмет и содержание статистики, одобренная специальным научным совещанием по вопро-

сам статистики, созданным в 1954 г. Академией наук СССР, сводится к следующему.

Статистика — самостоятельная общественная наука, изучающая количественную сторону массовых общественных явлений в неразрывной связи с их качественной стороной. Она устанавливает размеры и количественные соотношения явлений общественной жизни в конкретных исторических условиях места и времени, а также проявляющиеся в их изменениях закономерности.

В качестве вспомогательного статистический метод может применяться и вне общественных наук. Так, например, статистическому изучению подвергаются явления биологические (биологическая статистика), физические (статистическая физика), химические, астрономические и др. В этих науках, так же как и в общественных, проводится массовое статистическое наблюдение, сводка и группировка статистического материала, вычисляются относительные и средние величины и оценивается их достоверность, т. е. применяются общие методы статистического исследования. Однако во всех этих случаях речь идет только о применении статистического метода, а предмет исследования принадлежит соответствующей специальной науке. Самостоятельный же предмет исследования статистика имеет только в области общественных явлений, и это делает ее одной из общественных наук.

**Предмет и содержание санитарной статистики.** В зависимости от того, какую сторону явлений общественной жизни изучает данная отрасль статистики, она получает специальное название. Так, существуют промышленная, сельскохозяйственная, коммунальная, судебная статистика и др.

Статистика, изучающая вопросы, связанные с медициной, гигиеной и общественным здравоохранением, носит название санитарной статистики.

Санитарная статистика рассматривает человека как социальное существо, а все явления человеческой жизни как социально обусловленные.

Нет таких процессов в организме человека, которые не подвергались бы воздействию социальной среды. Это относится не только к заболеваемости и смертности, при изучении размеров и причин которых особенно наглядно выявляется зависимость биологических процессов (болезнь, смерть) от социальной среды, но и ко всем реакциям, которые возникают в человеческом организме под влиянием положительных или отрицательных факторов окружающей среды, ибо нет такой «среды» для человека, которая не была бы социально обусловленной.

Проводимое иногда механическое разделение социальных и природных (воздух, вода, почва и т. п.) факторов, влияющих на здоровье человека, не может считаться правомерным, поскольку все так называемые природные факторы, подвергаясь воздействию общественной человеческой деятельности, перестают быть чисто природными и становятся социально обусловленными. «Ведь в природе ничто не совершается обособленно»<sup>1</sup>, — писал Ф. Энгельс, отмечавший «бессмыслен-

---

<sup>1</sup> К. Маркс и Ф. Энгельс. Собр. соч., изд. 2, т. 20, с. 494.

ное и противоестественное представление о какой-то противоположности между ... человеком и природой»<sup>1</sup>.

Учение И. П. Павлова о единстве организма и внешней среды подкрепляет высказанные положения, так как для человека нет иной среды, кроме социальной.

К области санитарной статистики относится пять групп вопросов:

1. Изучение здоровья (санитарного состояния) населения в целом и его основных групп путем собирания и исследования статистических данных о численности и составе населения, его воспроизводстве, или иначе, естественном движении (рождаемость, смертность), физическом развитии, распространенности различных заболеваний, продолжительности жизни и пр.

2. Выявление и установление связей заболеваемости и смертности населения с различными факторами окружающей среды. Знание этих связей необходимо для разработки соответствующих оздоровительных мероприятий.

3. Собираение и изучение числовых данных о сети лечебно-профилактических и санитарных учреждений, их деятельности и кадрах для планирования профилактических и лечебных мероприятий, для контроля за выполнением планов развития сети и деятельности учреждений здравоохранения и для оценки качества работы отдельных медицинских учреждений и их групп.

4. Подытоживание и оценка опыта по предупреждению и лечению заболеваний.

5. Содействие планированию, организации и проведению клинических и лабораторных исследований, а также установление достоверности получаемых результатов, выявление закономерностей различных явлений и процессов в здоровом и больном организме, оценка эффективности новых способов лечения и профилактики и т. п. Здесь санитарная статистика также не теряет своего общественного значения, так как биологические процессы, происходящие в человеческом организме, она рассматривает не изолированно от внешней среды, а в диалектическом единстве с ней, учитывая ведущее значение социальных факторов.

При изучении эффективности новых препаратов оценивается не только их воздействие на биологический организм, но и на социальный коллектив. Показателем эффективности медицинских препаратов является то, в какой мере они снижают летальность, предупреждают заболевания, повышают трудоспособность, способствуют улучшению здоровья и увеличению продолжительности человеческой жизни, т. е. их непосредственное влияние на такие социальные явления, как заболеваемость, смертность, средняя продолжительность предстоящей жизни и пр.

Санитарная статистика делится на два основных раздела: статистика здоровья населения и статистика здравоохранения. В статистику здоровья включаются первые две группы вышеперечисленных вопросов. В статистику здравоохранения — третья и четвертая группы. Пя-

---

<sup>1</sup> К. Маркс и Ф. Энгельс. Собр. соч., изд. 2, т. 20, с. 496.

тая группа вопросов выделяется из общего круга проблем санитарной статистики под названием «медицинская статистика». В ней особенно широко применяются приемы исследования, основанные на теории вероятностей, теории выборочного метода, в том числе теории малых выборок.

**Теоретические основы статистики.** Важнейшая особенность статистики — это изучение количественной стороны общественных явлений неразрывно от их качественной стороны. Если предметом статистического изучения становятся качественно разнородные явления, то представления о них, полученные без предварительной группировки на основе материального анализа, не соответствуют объективной действительности. Классическим примером такого несоответствия являются статистические исследования русского крестьянского хозяйства, проводившиеся народниками в конце XIX столетия. Исходя из этих исследований, народники, в противоречии с реальностью, отрицали развитие капитализма в России. Как известно, эти ошибки народников были вскрыты В. И. Лениным, который, пользуясь теми же статистическими материалами, что и народники, показал несомненное наличие капитализма в русском хозяйстве в последней четверти XIX в.

Отличие исследований В. И. Ленина от работ статистиков-народников заключалось в том, что В. И. Ленин учел разделение русского крестьянства на качественно различные социально-экономические группы (зажиточные крестьяне, середняки и бедняки) и отдельно исследовал статистические материалы о хозяйстве этих групп. Народники же рассматривали крестьянство как однородную совокупность и, исследуя все крестьянское хозяйство в целом (без разделения крестьян на основные социально-экономические группы), пришли к ошибочным выводам.

Методически ошибочные группировки встречаются иногда и в санитарной статистике.

Во избежание такого рода ошибок, для правильного разделения качественно разнородных объектов исследования на однородные в качественном отношении группы, статистик должен быть хорошо знаком с теоретическими основами статистики — историческим материализмом и политической экономией.

«Опираясь на принципы и законы этих наук, статистика выявляет количественные изменения конкретных массовых общественных явлений и выясняет проявляющиеся в них закономерности»<sup>1</sup>. Это положение, верное для статистики в целом, когда речь идет о специальных ее отраслях, требует дополнений, вытекающих из специфических особенностей объектов изучения. В соответствии с этим теоретическими основами санитарной статистики следует считать:

1) материалистическую диалектику — общую и основную для всех отраслей науки методологию познания;

---

<sup>1</sup> Основные итоги работы научного совещания по вопросам статистики. Вестн. статистики, 1954, № 5, с. 87.

2) исторический материализм и политическую экономию — общую для всех отраслей статистики теоретическую основу;

3) медицину или для отдельных специальных исследований отдельные отрасли медицины;

4) общую теорию статистики.

Без необходимых медицинских познаний санитарный статистик не может успешно работать, как бы хорошо он ни владел методологией диалектического материализма и как бы хорошо ни знал исторический материализм и политическую экономию.

Поэтому успешно работать в области санитарной статистики могут только врачи, а работающие иногда в этой области математики и экономисты должны находиться в тесном контакте с врачами, если они не хотят ограничиться ролью технических помощников врачей или выступать в роли любителей «игры в цифирки».

Однако именно врачам необходимо владеть диалектическим и историческим материализмом и политической экономией, ибо без этого, так же как и без знания медицины, нельзя успешно работать в области санитарной статистики.

Легко привести примеры обязательного сочетания медицинских и социально-экономических познаний в санитарно-статистической работе. Так, при изучении заболеваемости необходима группировка собранных статистических материалов по основным социально-экономическим группам населения, что невозможно без знания марксистско-ленинской политической экономии. В то же время при этой работе необходима группировка статистических материалов по отдельным группам болезней, правильно провести которую нельзя без надлежащей медицинской квалификации.

Точно так же при выявлении связей и зависимостей каких-либо заболеваний от социальной среды необходимо предварительно на основе знания физиологии человеческого организма и патогенеза отдельных заболеваний выявить те факторы, которые вообще могут способствовать возникновению и развитию данного заболевания, с помощью социально-экономических дисциплин правильно определить эти факторы и только потом статистически установить и измерить изучаемые связи.

Наконец, теоретической основой санитарно-статистической работы следует считать также знакомство с общей теорией самого статистического исследования, с основными правилами организации статистического наблюдения, правилами статистических группировок, правилами сводки статистического материала, методами его анализа и пр.

**Значение математики для статистики.** Следует остановиться на роли математики в статистическом исследовании, в частности, на роли теории вероятностей и обосновываемом этой теорией законе больших чисел.

В истории советской статистики существовал период, когда задача ее сводилась к изучению так называемых массовых стихийно-случайных явлений, а теоретической основой статистики считался закон больших чисел.



Подобные взгляды ошибочны. Однако некоторые статистики иногда пытаются совсем отрицать необходимость математических приемов исследования в статистике, сводя их к элементарной арифметике и считая ненужным применение методов математического анализа. Такое упрощение, к сожалению, иногда имеет место и среди работников санитарной статистики.

Между тем применение методов математического анализа в статистике не только целесообразно, но и необходимо. Математика, как и всякая другая наука, имеет дело с законами объективной действительности. Одним из таких объективных законов реального мира является и закон больших чисел, который, по справедливому определению акад. А. Н. Колмогорова, представляет одно из выражений диалектической связи между случайностью и необходимостью.

Задача статистического исследования — это не только количественное измерение изучаемых явлений, но и вскрытие в них особого рода закономерностей, проявляющихся при массовых наблюдениях, так как при достаточно большом количестве однородных явлений их случайные отклонения взаимно погашаются. В этом и состоит сущность закона больших чисел. Значение закона больших чисел для статистики заключается в том, что при его помощи удастся освободить статистические показатели от влияния случайных обстоятельств и тем самым обнаружить в массе изучаемых явлений действие объективных закономерностей. В качестве примера такой закономерности можно назвать соотношение мальчиков и девочек среди новорожденных. Как известно, на 100 девочек рождается обычно 104—106 мальчиков.

Однако эту закономерность можно выявить только при большом количестве наблюдений, измеряемых десятками и сотнями тысяч. При малых числах родившихся указанное соотношение мальчиков и девочек не проявляется достаточно ярко. Подобно этому почти все эпидемиологические, социально-гигиенические и другие изучаемые санитарной статистикой закономерности выявляются только при наличии достаточно большого числа наблюдений — сотен или тысяч, а иногда даже десятков и сотен тысяч.

Современная теория санитарной статистики позволяет в ряде случаев выявлять закономерности и при относительно малом числе наблюдений, используя для этого специальные приемы исследования и обработки так называемых «малых выборок» (глава VII).

Для того, чтобы определить достаточность числа наблюдений и степень достоверности полученных результатов статистического исследования, требуется знание некоторых приемов математической статистики и умение употреблять соответствующие формулы.

В санитарной статистике, может быть, чаще, чем в ряде других отраслей статистики, приходится прибегать к использованию закона больших чисел. Это приходится делать: 1) во всех случаях применения выборочного (частичного) наблюдения; 2) при анализе средних величин и их взаимозависимостей (например, изучение физического развития населения); 3) если исследование базируется на относительно малом числе наблюдений (что почти всегда бывает при проведении лабораторных экспериментов и клинических исследований). Без применения за-

кона больших чисел в этих случаях нельзя ни правильно наметить план предстоящих статистических исследований, ни правильно оценить достоверность полученных результатов.

**Классовый характер статистики.** Как и все общественные науки, статистика, в частности санитарная, является классовой наукой, т. е. отражает интересы определенных общественных классов.

Буржуазная статистика заинтересована в том, чтобы скрыть или преуменьшить те явления, которые свидетельствуют о неблагополучии капиталистического общества и неизбежности его гибели. Поэтому буржуазная статистика стремится преуменьшить безработицу, завысить подлинные размеры доходов трудового населения, показать в улучшенном виде его жилищные и санитарно-бытовые условия, характер питания и пр., скрыть степень влияния их на состояние здоровья населения, исказить условия и размеры медицинской помощи, получаемой трудовым населением капиталистических стран. В связи с этим при использовании материалов, публикуемых буржуазной статистикой, тщательное критическое рассмотрение их с точки зрения соответствия истине, очистка данных от искажений безусловно необходимы для того, чтобы получить верное представление о процессах, происходящих в капиталистическом обществе.

Советская статистика заинтересована в объективном освещении действительности, ибо это необходимо для правильного планирования народнохозяйственных мероприятий, так же как и мероприятий по развитию культуры и улучшению народного здоровья. Кроме того, в задачи советской статистики входит содействие контролю над выполнением народнохозяйственных планов, выявление преимуществ и достижений социалистического общественного строя, а также выявление недостатков в практике советского строительства в целях их устранения.

Все это советская статистика может выполнить только при наличии точных и достоверных статистических материалов. Это обязывает советскую статистику быть строго научной, точной и достоверной, а всех ее работников — стремиться к полному соответствию статистических материалов объективной действительности.

**Санитарная статистика и социальная гигиена.** Дальнейшее развитие социальной гигиены после длительного (1941—1966) забвения ее необходимости для советского здравоохранения и советской медицинской науки особенно остро ставит вопрос об овладении санитарной статистикой всеми врачами.

Восстановление кафедр социальной гигиены открывает путь к проведению широких социологических и социально-гигиенических исследований в области народного здоровья и изучению факторов, обуславливающих его изменения. При осуществлении такого рода исследований основным методом является санитарная статистика.

В СССР санитарная статистика — одна из ветвей государственной статистики и одновременно, в качестве отраслевой дисциплины, часть советской медицинской науки, входящая в комплекс гигиенических наук как раздел социальной гигиены.

Изучая связи между здоровьем населения и определяющими его факторами внешней и социальной среды, врач обязан уметь собирать

материалы, характеризующие условия труда различных групп населения, их жилищные условия, питание и пр.

Научная статистическая обработка и анализ собранных материалов требуют применения специальных математических методов статистического анализа, дающих возможность по относительно небольшой, но репрезентативно отобранной части исследуемой совокупности, получать сведения обо всей «генеральной» совокупности.

Широкое применение в практической деятельности врача научно обоснованных математико-статистических методов выборки и обработки данных взамен эмпирических приемов учетно-статистической работы будет способствовать успешному проведению социально-гигиенических исследований.

Выявляемые санитарной статистикой закономерности приобретают особое значение для социально-гигиенической науки. Не вооруженная данными санитарной статистики, социальная гигиена превращается в схоластическое теоретизирование, когда не истина выявляется путем исследования фактов, а надуманные положения превращаются в догматические утверждения, подкрепления которых пытаются достигнуть искусственным приемом выхватывания отдельных фактов, выгодно иллюстрирующих эти положения. Такого рода приемы осуждены еще В. И. Лениным, но, к сожалению, к ним иногда прибегают и теперь.

Повышение уровня познаний врачей в области санитарной статистики обеспечит им возможность подлинного научного исследования изучаемых проблем.

## Глава I

# ОРГАНИЗАЦИЯ СТАТИСТИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

**Программа и план статистического исследования.** Для проведения статистического исследования требуется специальная подготовка. Прежде всего надо наметить конечную цель работы и установить необходимые для достижения этой цели показатели, затем составить программу статистической сводки и спроектировать нужные сводные таблицы (о том, как это делается, будет сказано в следующей главе). Далее, на основании программы статистической сводки, разрабатывается перечень признаков, подлежащих учету (программа наблюдения).

Разработка программы наблюдения должна быть тесно увязана с разработкой программы последующей сводки. Иногда это правило не соблюдается, и обе программы разрабатываются отдельно, независимо друг от друга. В результате часть материалов впоследствии не разрабатывается, следовательно, на их собиране были затрачены напрасно силы и средства; кроме того, при сводке и группировке материалов выясняется, что во время наблюдения не был учтен какой-либо необходимый вопрос, ответ на который теперь может быть получен только путем нового обследования.

Таким образом, разработка программы статистического наблюдения является не первой, а заключительной стадией планирования всего статистического исследования. В последнюю очередь составляется организационный план наблюдения.

**Объект и единица наблюдения.** В программе наблюдения необходимо предусмотреть, кто или что подлежит наблюдению, т. е. определить объект и единицу наблюдения.

Под объектом наблюдения понимают статистическую совокупность, состоящую из отдельных предметов или явлений — единиц наблюдения. Так, например, при переписи населения решается, переписывать ли все наличное население или только постоянно живущее в данном населенном пункте, или учитывать и наличное, и постоянное население одновременно; при регистрации рождений и смертей — следует ли относить мертворожденных к родившимся или к умершим, или ни к тем, ни к другим; при учете больничных коек — учитывать ли фактически развернутые в больнице койки или только штатные и т. п.

Единица наблюдения (счетная единица) — составная часть статистической совокупности, подлежащая отдельной регистрации. «В статистике единицей наблюдения называют первичный элемент объекта исследования, который является носителем признаков, подлежащих учету»<sup>1</sup>. Например, при квартирной переписи единицей наблюдения, очевидно, должна быть квартира. Однако не всегда ясно, следует ли причислять к квартирам случайно занятые под жилье помещения (сарай, склады и т. д.), считать ли квартирами пустующие или используемые не по назначению жилые помещения; при наличии нескольких семей в помещении, предназначенном для жилья одной семьи, считать ли помещение каждой отдельной семьи за квартиру. При регистрации заболеваемости единицей наблюдения может быть и больной человек и отдельное заболевание. Для получения сопоставимых данных в зависимости от задач проводимой статистической работы, для того, чтобы все участники обследования разрешали эти вопросы одинаково, необходимо четко определить единицу наблюдения.

Следующим разделом работы является составление специального бланка с перечнем признаков, характеризующих единицу наблюдения. Обычно этот перечень формулируется в виде вопросов, ответы на которые позволяют получить необходимые сведения. Вопросы должны быть понятными и не вызывать сомнений и затруднений при ответе. Желательно формулировать вопросы так, чтобы ответы на них могли быть даны в виде простого утверждения или отрицания (да, нет), или в виде числа. Ответ должен представлять не вывод или заключение опрашиваемого, а только устанавливать факт; отступления от этого допустимы только в случаях крайней необходимости. Не следует ставить вопросы, правильность ответов на которые заранее вызывает сомнение. Например, иногда при опросе больных или при санитарных обследованиях ставится вопрос о качестве питания (достаточное, недостаточное) или жилища (плохое, хорошее). Если заранее не определить, что считать достаточным или недостаточным питанием, хорошим или плохим жили-

---

<sup>1</sup> Статистика. М., 1969, с. 50.

щем, то каждый опрошиваемый даст ответ сообразно своему пониманию. Естественно, такие ответы не могут представлять какой-либо ценности. Поэтому для выяснения вопроса о качестве питания больных необходимо получить объективную характеристику пищи: ее количество, состав, калорийность, регулярность питания и пр. Сведения о жилище должны характеризоваться размером жилой площади, числом лиц, живущих на ней, освещенностью, водоснабжением, наличием канализации и пр. Аналогичным образом во всех случаях, когда ответы на вопросы могут зависеть от субъективной оценки, следует добиваться тщательной объективной характеристики признаков изучаемого явления.

**Стадии статистического исследования.** Статистическое исследование делится на несколько стадий: 1) стадия наблюдения (организация учета, регистрация изучаемых признаков, явлений, проверка собранного материала); 2) статистическая группировка и сводка (сведения, отражающие результаты отдельных наблюдений, сводятся в систематизированные ряды или таблицы); 3) счетная обработка (по абсолютным числам таблиц вычисляются производные величины — относительные числа и средние); 4) научный анализ (определение достоверности производных величин, сопоставление их между собой и с материалами других исследований, формулировка объективных выводов, полученных путем этих сравнений, научные, практические и организационные результаты исследования); 5) литературное и графическое оформление данных исследования (подготовка их к публикации).

Заключительная стадия исследования не представляет собой чего-либо специфического в области санитарной статистики и может совсем отсутствовать в зависимости от цели исследования, а также важности и общественного значения полученных материалов и выводов. Литературное изложение результатов статистического анализа не должно сводиться, как это, к сожалению, иногда случается, к словесному пересказу табличных данных. Необходимо дать возможное толкование приводимым в таблицах абсолютным и относительным величинам, изложить выводы и заключения из исследования.

Публикация статистических материалов, имеющих самостоятельную ценность, не должна производиться только в виде громоздких таблиц, наполненных цифрами и мало доступных для понимания рядовому читателю. Надо снабжать такого рода публикации достаточно ясными, хотя и краткими, комментариями и, не ограничиваясь числами, характеризующими абсолютные размеры изучаемого явления, дополнять их достаточным количеством относительных показателей, позволяющих лучше охватить сущность явления, «все его стороны, все связи и «опосредствования»<sup>1</sup>.

В настоящей главе излагаются основные сведения о принципах организации и способах проведения первой стадии статистического исследования.

**Единовременное и текущее наблюдение.** Различают две формы статистического наблюдения — единовременное и текущее (непрерывное).

---

<sup>1</sup> Ленин В. И. Полн. собр. соч., изд. 5, т. 42, с. 290.

В качестве примеров единовременного наблюдения можно назвать перепись населения, производимую применительно к одному определенному моменту времени по всей стране, обследование жилищно-санитарных условий жизни населения, проводимое за короткий срок, перепись учреждений здравоохранения и т. п.

Результаты единовременного наблюдения отражают статику явления, дают как бы его моментальную фотографию. Им целесообразно пользоваться при изучении явлений, изменения которых во времени происходят относительно медленно.

В санитарной статистике путем единовременного наблюдения определяются численность населения и его состав (возрастно-половой, социальный, профессиональный и пр.), физическое развитие населения, его санитарно-производственные и санитарно-бытовые условия, уровень его санитарной культуры и т. п. Частота повторения таких единовременных обследований зависит от большей или меньшей скорости изменения перечисленных явлений. При быстрой изменчивости обследования повторяются чаще, при медленной — реже.

Примером текущего статистического наблюдения может являться регистрация в органах записи актов гражданского состояния рождений, смертей, браков и разводов, а также регистрация заболеваний в лечебных учреждениях. Эти явления, быстро меняющиеся во времени, протекают фактически как непрерывные процессы, размеры которых различны для разных отрезков времени. Изучение таких явлений требует непрерывной текущей регистрации, не ограничивающейся определенным отрезком времени. Сущность текущего статистического наблюдения заключается в том, что оно охватывает отдельное проявление изучаемого явления во всех деталях возможно скорее после его возникновения.

При помощи текущей регистрации санитарная статистика получает сведения о естественном движении (рождаемость, смертность) населения и составных его групп, о миграционных процессах, о заболеваемости населения и отдельных его групп, их питании и т. п. Впоследствии при обработке материалы наблюдения могут быть распределены по определенным временным периодам.

В ряде случаев используются обе формы статистического наблюдения. Так, сведения о составе и деятельности органов здравоохранения собираются двояким путем: посредством единовременного учета получают данные о сети медико-санитарных учреждений, их оборудовании и обслуживающем медицинском персонале; текущий же непрерывный учет дает сведения об объеме, характере, содержании работы и направлении деятельности медицинских учреждений.

**Сплошное и несплошное наблюдение.** В зависимости от полноты охвата обследуемого объекта различают сплошное и несплошное (частичное) статистическое наблюдение.

При проведении сплошного наблюдения охватывают все входящие в состав наблюдаемой совокупности отдельные единицы. Оно необходимо для установления абсолютных размеров явлений, например общей численности населения данной территории, общего количества родив-

шихся детей, численности больных той или иной болезнью, числа больничных коек и т. п.

Организация сплошного наблюдения сложна и громоздка, на его проведение затрачиваются значительные материальные средства, в нем участвует большое число исполнителей. Разработка материалов сплошного обследования, ввиду их многочисленности, обычно требует много времени. Поэтому в тех случаях, когда нужно получить какие-либо сведения в относительно короткий срок при сравнительно небольшой затрате сил и средств, прибегать к сплошному наблюдению нецелесообразно. Часто для статистики представляют интерес не абсолютные размеры изучаемого явления, а его структура, т. е. соотношение входящих в его состав частей, либо средние размеры варьирующих признаков.

Решение подобных задач не требует полного знания размеров изучаемых явлений. Так, например, чтобы установить соотношение отдельных болезней в коллективе, нет необходимости знать все количество больных. При изучении структуры причин смерти населения или его составных групп не обязательно знать полностью абсолютное число умерших. Точно так же для установления средних размеров обеспечения жилищной площадью в данном населенном пункте, либо средней калорийности питания не представляют самостоятельного интереса сведения об общем количестве населения и общем количестве жилой площади, либо об общем количестве потребленных продуктов питания.

При изучении вопросов, связанных с материальными или какими-либо иными интересами населения, возможны случаи уклонения от регистрации или сообщения заведомо неверных данных. В подобных случаях либо полученные сведения оказываются недостаточно точными и не оправдывают затрат, либо сплошное наблюдение требует настолько больших усилий, что проведение его становится практически недоступным.

Если сплошное наблюдение невозможно либо нецелесообразно, проводят несплошное наблюдение. Задача при этом состоит в том, чтобы путем частичного наблюдения получить такие сведения, которые с достаточной степенью достоверности могли бы быть распространены на всю совокупность в целом.

Несплошное наблюдение подразделяется на следующие виды: анкетное, монографическое, основного массива и выборочное.

**А н к е т н ы й м е т о д.** При невозможности непосредственного наблюдения за изучаемым явлением рассылают анкеты определенному кругу лиц, которые по роду деятельности или по своему положению могут иметь необходимые сведения. Полученные ответы разрабатываются статистически. Такой способ наблюдения несовершенен. Анкеты рассылаются обычно ограниченному кругу лиц, ответы присылают не все, и это уже обуславливает неполноту и неточность полученных сведений. К тому же отвечающий на анкету может сознательно или невольно подменить действительное положение вещей таким, каким оно ему представляется, либо должно было бы быть по его мнению.

**М о н о г р а ф и ч е с к и й м е т о д.** Суть его состоит в детальном углубленном описании отдельных, наиболее типичных единиц совокуп-

ности. Эти описания, представляя большой интерес сами по себе, не могут, однако, характеризовать все явление в целом.

**Метод основного массива**, или **несовершенный сплошной метод**. Изучению подвергаются те объекты, в которых сосредоточено абсолютное большинство единиц наблюдения. Например, если известно, что основная масса (70—80%) рабочих какой-либо отрасли промышленности в городе занята на 2—3 крупных предприятиях, а остальные работают на 10—12 мелких предприятиях, то исследование заболеваемости проводится только на крупных предприятиях, и результаты его считаются достаточными для оценки состояния здоровья всех рабочих данной отрасли промышленности. Недостаток метода состоит в том, что не охваченная исследованием часть совокупности, хотя и малая по размерам, может значительно отличаться от основного массива.

**Выборочный метод статистического наблюдения**. Только выборочный метод при условии правильно организованной выборки отвечает всем требованиям, предъявляемым к несплошному наблюдению, и, таким образом, является наиболее совершенным видом этого наблюдения. Он достаточно репрезентативен, т. е. дает материалы, взаимное соотношение частей которых возможно более точно соответствует действительному соотношению частей изучаемой совокупности.

Способы проведения выборки и определения необходимых ее размеров подробно изложены в гл. VI.

**Организационный план статистического наблюдения** должен предусматривать, кто, когда и где проводит наблюдение, т. е. определить точное число и состав исполнителей, распределить между ними территорию, на которой организуется наблюдение, и обозначить точно срок, в течение которого фиксируются необходимые сведения. Указывается также, кем заполняются регистрационные бланки (обследуемый или исполнитель должен сам записывать ответы на бланк).

Для единообразного подхода к регистрации данных составляется письменная инструкция, разъясняющая, как следует понимать отдельные вопросы регистрационного формуляра, как правильно задавать эти вопросы и записывать ответы на них. При наличии большого числа исполнителей целесообразно провести также устный инструктаж, во время которого разбирается и поясняется письменная инструкция, а если возможно, то проводится пробная регистрация, являющаяся испытанием умения и знаний участников и проверкой правильности составленных учетных документов и инструкции. Выясняются все не предусмотренные инструкцией затруднения и недоразумения в понимании задач проводимой работы и заполнения используемых при этом регистрационных документов. Исполнителей знакомят с общим порядком проведения статистического исследования.

При проведении единовременного наблюдения организационных трудностей обычно бывает больше, чем при текущей регистрации, следовательно, их разрешению должно быть уделено больше внимания.

**Регистрационные документы**. Запись результатов статистического наблюдения может производиться двояким образом: 1) на статистических картах, на каждой из которых записываются сведения об



отдельной единице наблюдения, 2) в дневниках, журналах или журнальных ведомостях, где в соответствующие графы записываются сведения о ряде единиц наблюдения, о каждой в отдельной строке.

Примером первого рода записей могут служить хорошо знакомые врачам карты выбывшего из стационара, контрольная карта диспансерного наблюдения, листок нетрудоспособности, различного рода анкеты, заполняемые на одно лицо; примером записей второго рода являются журнал приема больных и отказов в госпитализации, журнал регистрации инфекционных заболеваний и др.

Вопрос о выборе той или иной формы регистрации должен разрешаться в основном в зависимости от того, каким образом будет осуществляться впоследствии статистическая сводка регистрационного материала.

Если сводка будет производиться машинным путем, т. е. сортировка и подсчет сведений будут выполнены особыми электромеханическими или электронными вычислительными машинами, для использования которых собранные во время наблюдения сведения необходимо переносить на специальные носители информации — перфокарты или перфоленту, то записи в период наблюдения целесообразно делать в журнале. Такой способ оформления технически удобнее, требует меньше времени и представляет больше удобства для возможных последующих справок. При ручной сводке лучше фиксировать данные статистического наблюдения на индивидуальных картах, ибо только таким образом создается возможность группировать и комбинировать материалы без чрезмерной затраты сил, средств и времени.

В практике работы медицинских учреждений регистрационными бланками часто служат оперативные и сигнальные медицинские документы. Специальное извещение применяется для учета больных важнейшими неэпидемическими болезнями. Учет и изучение контингентов диспансеризованных больных ведется по «Контрольной карте диспансерного наблюдения», основным назначением которой является содействие контролю за регулярностью посещений врача диспансеризованными больными. Такого рода медицинские учетные документы могут быть использованы для статистических целей.

Другие регистрационные документы, применяемые в медицинских учреждениях (например, история болезни в больнице, история развития ребенка в детской консультации, медицинская карта амбулаторного больного и пр.), строго говоря, не являются статистическими документами. Их основное назначение — служить местом записи наблюдений врача за развитием болезни у больного, за состоянием здоровья и физическим развитием ребенка и т. д.

Для обеспечения возможности статистической разработки данных из этих документов производят выписки (выкопировку) нужных сведений на специальные статистические карты (фишки). Содержание этих фишек определяется в каждом отдельном случае целью проводимой статистической работы. Такой выкопировочной картой является «Карта выбывшего из стационара» (учетная форма № 266), куда записываются необходимые для составления отчета больницы сведения, взятые из истории болезни больного.

Каждый статистический регистрационный документ должен содержать некоторые обязательные вопросы: порядковый номер; название учреждения, в котором заполнен документ; дату регистрации; подпись регистрировавшего и т. п. В выкопировочных картах (фишках) следует также указывать название и номер документа, из которого сделана выборка (например, номер истории болезни).

**Ошибки статистического наблюдения.** Различают два рода ошибок статистического наблюдения: ошибки регистрации и ошибки репрезентативности. К первым относятся ошибки, возникающие в результате получения неправильных или неточных сведений. Если эти ошибки случайные (непреднамеренные), то при большом количестве наблюдений они взаимно компенсируются и точность результатов статистического исследования в конечном итоге не страдает. Если же эти ошибки носят систематический характер, например, опрашиваемые о материальном благосостоянии почему-либо не хотят дать верное представление о своих доходах, то, разумеется, конечные результаты статистической работы будут ошибочны. Задачей статистики является предупреждение и устранение систематических ошибок.

Ошибки репрезентативности возникают при несплошном наблюдении в случае неправильно проведенного отбора исследуемой части генеральной совокупности или при слишком малом количестве отобранных наблюдений. Уменьшение величины ошибок второго рода достигается правильной организацией выборки и путем увеличения ее объема. Ошибки репрезентативности могут быть измерены с помощью формул, приведенных в главе о выборочном наблюдении.

**Статистическая отчетность.** Одним из видов статистического наблюдения может считаться также статистическая отчетность, основанная на данных текущего учета (регистрации). Путем собирания статистической отчетности органы здравоохранения периодически получают сведения о сети и кадрах медико-санитарных учреждений, объеме и содержании их деятельности.

Ведение отчетности сводится к ряду элементарных учетных и статистических операций (запись текущих наблюдений, группировка и сводка собранного материала). Особенность этого раздела статистической работы состоит в том, что отчетность носит общеобязательный государственный характер. Все отчетные и учетные документы обязательно утверждаются в установленном порядке. Формы отчетов, сроки и адреса, куда они представляются, утверждает Центральное статистическое управление при Совете Министров СССР, а формы учетных документов для текущего учета в медико-санитарных учреждениях — Министерство здравоохранения СССР. Применение неутвержденных форм учета и отчетности воспрещается. Запрещено также представление отчетов чаще, чем это предусмотрено утвержденным «табелем отчетности», отправка отчетов тем лицам, учреждениям и организациям, которые не перечислены в «табеле отчетности» как имеющие право на получение данного вида отчета. За неправильное заполнение отчетов и умышленное искажение отчетных данных лица, составляющие их, несут ответственность по закону.

СТАТИСТИЧЕСКАЯ  
ГРУППИРОВКА И СВОДКА

**Значение сводки.** В результате статистического наблюдения получают значительное количество регистрационных документов, на которых зафиксированы результаты наблюдения за каждой отдельной счетной единицей. Для того, чтобы из этого материала получить сведения, характеризующие коллектив в целом, разрозненные, несистематизированные единичные записи должны пройти стадию статистической сводки.

Результаты сводки представляются в виде статистических рядов или таблиц и содержат данные, относящиеся уже не к отдельным единицам наблюдения, а ко всем обследованным суммарно.

Сводка прежде всего должна обеспечить получение показателей, которые были предусмотрены программой статистического исследования. Программа сводки в связи с этим устанавливает принципы группировки материалов наблюдения и выделения группировочных признаков, а также указывает на необходимые комбинации этих признаков. Существенной частью программы является проектирование сводных таблиц.

Группировка наиболее важный и ответственный момент в этой работе. Простой суммарный подсчет собранного статистического материала без разделения его на группы не позволяет глубоко и всесторонне анализировать материал.

**Группировка.** Группировка состоит в расчленении собранного материала на группы по каким-либо определяющим признакам. Так, например, при изучении заболеваемости недостаточно подсчитать общее количество больных, а надо знать, как они распределялись по диагнозу заболевания, по полу, возрасту и по ряду других признаков. Для этого надо расчленить собранные материалы о заболеваемости на соответствующие однородные группы и произвести подсчет в каждой группе отдельно.

Собранные данные могут состоять из элементов нескольких качественно различных между собой совокупностей. Группировка должна привести к расчленению этого материала на части, однородные в качественном отношении, что позволит в дальнейшем изучить структуру уже однородных совокупностей. Путем группировки могут быть также исследованы определенные связи и зависимости между отдельными признаками данной совокупности.

Выбор группировочного признака (основания для расчленения на группы) определяется как характером изучаемого статистического материала, так и задачами проводимой статистической работы. Поэтому для правильного проведения группировки недостаточно знаний только в области статистики. Необходимы знакомство со специальными науками, изучающими исследуемую область явлений, а также качественный анализ изучаемого материала, позволяющий правильно определить принципы его группировки.

В. И. Ленин, считавший правильную группировку основным вопросом статистики, указывал, что «вопрос о группировке материала. . . вовсе не является таким узкотехническим, узкоспециальным вопросом, каким он может показаться на первый взгляд»<sup>1</sup>.

В приложении к санитарной статистике это значит, что вопрос о группировке статистического материала не может быть передоверен техническим работникам. Принцип группировки санитарно-статистического материала, как правило, должен определять врач, хорошо знающий как теорию статистики и методологические принципы группировки, так и ту отрасль медицинских наук, в которой он производит статистическое исследование.

Группировка может производиться по признакам типологическим и количественным.

Типологическая группировка (иногда ее неудачно называют качественной) производится по описательным признакам, не имеющим количественного выражения, например распределение больных по группам болезней, населения по полу, медицинских учреждений по характеру их деятельности (больницы, специальные диспансеры, санитарно-эпидемиологические станции и т. п.).

Не следует смешивать типологическую группировку с группировкой по качественным признакам, имеющим в основе количественное выражение (группировка больниц на крупные, средние и мелкие, при которой отнесение больницы в ту или иную группу определяется числом коек).

Группировка, произведенная на основе числовых размеров признака, называется количественной. Сюда относится, например, группировка населения по возрасту, больных по длительности заболевания, подростков по росту или весу, детских поликлиник по мощности и т. п. Количественная группировка требует решения вопроса о величине группировочного интервала. При распределении больных по длительности заболевания интервал может составлять один день или несколько дней: 1—3, 4—6, 7—9 дней и т. д. Интервалы веса в зависимости от возраста обследуемых могут равняться 0,1 кг, 0,5 кг, 1,0 кг и даже 2—3 кг и т. п.

Если задачей группировки является отделение друг от друга качественно различных совокупностей, то определение границы между ними производится на основании предварительного материального анализа. Так, например, при необходимости отдельного изучения заболеваемости детей, подростков, взрослых, пожилых лиц, группировка по возрасту основывается на анатомо-физиологических данных, указывающих, в каком возрасте ребенок становится подростком, подросток — взрослым и т. д., а возрастные интервалы представляют собой следствие установленных физиологических различий. Вместе с тем, внутри каждой такой качественно однородной группы возможна дальнейшая группировка по возрасту. Например, взрослых можно разделить на группы по пяти- или десятилетним интервалам (20—24 года, 25—29 лет, 30—34 года и т. д. или 20—29 лет, 30—39 лет,

---

<sup>1</sup> Ленин В. И. Полн. собр. соч., изд. 5, т. 27, с. 182.

40—49 лет и т. д.) или как-либо иначе, исходя из количества собранного статистического материала и целей проводимой работы.

Оптимальное число групп — 8—12. Слишком большое число малых интервалов приводит к значительному дроблению исходных данных, с другой стороны, чрезмерно широкие интервалы могут привести к тому, что входящие в состав каждой группы единицы окажутся недостаточно однородными, а точность вычислений будет несколько меньше.

Так, для изучения территориального размещения врачей в СССР учетный материал может быть сгруппирован и подсчитан отдельно по союзным республикам, по областям, районам и т. п. Исследуя развитие какого-либо явления во времени, группировку статистического материала производят по временным интервалам, на которые разбивается период наблюдения (подсчет числа больных какой-либо болезнью по годам для определения размеров снижения или повышения заболеваемости).

**Вторичные группировки.** Если группировка произведена по достаточно детальным признакам, для получения иных по значению или просто более крупных групп прибегают ко вторичной группировке.

Так, имея данные о численности больничных коек по областям, краям, союзным республикам, можно путем перегруппировки этих данных получить сведения по экономическим районам, объединив, например, области Урала, Поволжья, Средней Азии и т. п. Зная численность больных каждой отдельной болезнью, можно сгруппировать эти сведения по классам и группам заболеваний в соответствии с классификацией болезней, травм и причин смерти.

В ряде случаев, когда структура совокупности сначала представляется не вполне ясной, целесообразно разбить исходные данные на малые интервалы, чтобы затем, на основании полученных результатов, найти наиболее рациональную группировку по более крупным интервалам.

Метод вторичных группировок был широко применен В. И. Лениным в работе «Развитие капитализма в России». Вторичная группировка земских материалов позволила В. И. Ленину установить не только количественное распределение крестьянских хозяйств по размерам земельного надела, числу лошадей и пр., но и распределить их на качественно различные специальные группы (зажиточные крестьяне-кулаки, середняки, бедняки) и, таким образом, подтвердить в противовес народникам развитие капитализма в сельском хозяйстве.

**Методологические указания В. И. Ленина о группировках.** В работах В. И. Ленина, особенно в «Развитии капитализма в России», можно найти классические образцы статистических группировок. В этих же работах имеются блестящие методологические указания по проведению статистической сводки и образцы борьбы с формальными принципами группировки.

В. И. Ленин в своих работах сформулировал положение, согласно которому группировка экономических данных должна осуществляться по признакам, вытекающим из специфики исследуемого явления.

Указывая правильные пути статистической группировки, В. И. Ленин писал: «Экономическая статистика необходимо должна положить в основание группировки *размеры и типы хозяйства*. Признаки для различения этих типов должны быть взяты сообразно с местными условиями и формами земледелия...»<sup>1</sup>.

В статье «К вопросу о задачах земской статистики» В. И. Ленин дает следующие указания о принципах группировки статистического материала: «Ни один грамотный (в политико-экономическом смысле) человек в России не может сомневаться теперь, что этот процесс (замена крепостнического хозяйства капиталистическим земледелием. — *Авторы*) происходит. Весь вопрос в том, как обработать превосходные подворные данные, чтобы *они не пропали*, чтобы по ним можно было изучать *все* стороны этого чрезвычайно сложного и многообразного процесса.

Чтобы удовлетворить этим условиям, обработка подворных данных должна дать как можно больше, как можно рациональнее и детальнее составленных *групповых и комбинационных* таблиц для отдельного изучения *всех* наметившихся — или *намечающихся* (это не менее важно) — в жизни *типов* хозяйств. Без разносторонних и рационально составленных групповых и комбинационных таблиц богатейшие подворные данные прямо-таки пропадут... за деревьями исчезает лес, за горами цифр исчезают *экономические типы* явлений, типы, которые могут выступить *только* при разносторонне и рационально составляемых групповых и комбинационных таблицах.

А условие *рациональности* составления их — прежде всего то, чтобы процесс развития капитализма мог быть прослежен во всех его разветвлениях и формах»<sup>2</sup>.

Методологические принципы группировок, данные в работах В. И. Ленина, и ленинские приемы анализа сгруппированного материала сохраняют свое значение и в настоящее время.

В санитарной статистике также должны быть использованы методологические указания В. И. Ленина.

Опираясь материалом, характеризующим состояние здоровья населения и определяющие его факторы, нельзя пользоваться понятиями «население вообще», «болезнь вообще» и т. д. Это недопустимо в такой же мере, в какой недопустимо было понятие «крестьянство вообще» в земской статистике. Необходимо делить население на определенные качественные группы в зависимости от ряда биологических (пол, возраст) и социальных (социальная группа, профессия и пр.) признаков. Опираясь понятием «болезнь», санитарная статистика должна разделять болезни на группы в соответствии со специальной номенклатурой и классификацией болезней, травм и причин смерти, так как именно такое разделение способствует правильной оценке роли той или иной группы в общем уровне заболеваемости, а следовательно, и определяет важнейшее направление в борьбе за ее снижение.

---

<sup>1</sup> Ленин В. И. Полн. собр. соч., изд. 5, т. 3, с. 96.

<sup>2</sup> Там же, т. 24, с. 277.

Характеризуя условия труда и быта населения, надо иметь в виду выяснение санитарных условий жизни конкретных его групп, а факторы производственной и бытовой обстановки выделять с точки зрения их значимости в борьбе за снижение заболеваемости и ликвидацию отдельных болезней.

«Условие рациональности» подобных группировок применительно к данным о здоровье населения капиталистических стран состоит в том, чтобы выявить разрушающее влияние капиталистической эксплуатации на здоровье широких масс трудящихся.

В применении к советским материалам необходимым «условием рациональности» группировки санитарно-статистических данных должно быть стремление установить оздоравливающее влияние социалистического строительства на здоровье советского народа. И в то же время обнаружить отдельные слабые участки, выявить причины прорывов на этих участках и облегчить борьбу за снижение заболеваемости и продление жизни населения.

**Статистические таблицы.** На основе разработанной программы группировок составляются статистические таблицы. Различают простые, групповые и комбинационные таблицы.

Каждая таблица имеет подлежащее (то, о чем говорится в таблице, — перечень характеризующихся в таблице объектов) и сказуемое (то, что говорится о подлежащем, — перечень характеризующих объект признаков). Обычно, хотя и не обязательно, в групповых и комбинационных таблицах подлежащее размещается в горизонтальных строках, а сказуемое — в вертикальных.

Таблица, которая содержит перечень объектов (всего подлежащего в целом) и, кроме того, имеет итоговую графу (строку), носит название простой таблицы. Примером может служить табл. 1.

ТАБЛИЦА 1

*Число коек и больных в больницах Н-ской области*

Наименование больниц	Число коек		Число лечившихся больных за 197__ год
	по штату	фактически развернутых	
Больница № 1			
Больница № 2			
.....			
и т. д.			
Всего в больницах			

Если данные, представленные в табл. 1, уточнить и наряду со сведениями об общем числе лечившихся больных в каждой больнице распределить их по полу и возрасту, получится несколько групповых таблиц (табл. 2).

Изучение состава лечившихся больных по каждой больнице по формам болезней, полу и возрасту может быть осуществлено с помощью комбинационной таблицы (табл. 3).

Распределение лечившихся больных по полу и возрасту

Наименование больниц	Пол			Возраст			
	мужчины	женщины	всего	0—14 лет	15—49 лет	50 лет и старше	всего
Больница № 1							
Больница № 2							
и т. д.							

Простые таблицы легко составляются и наглядны, но содержащиеся в них сведения мало пригодны для анализа. Простые таблицы полезны для статистической отчетности. Так, в статистике здравоохранения они дают основные сведения о сети и деятельности медико-санитарных учреждений.

ТАБЛИЦА 3

Распределение больных Н-ской больницы по видам болезней и по полу и возрасту

Название болезни	Мужчины				Женщины				Итого			
	0—14 лет	15—49 лет	50 лет и старше	всего	0—14 лет	15—49 лет	50 лет и старше	всего	0—14 лет	15—49 лет	50 лет и старше	всего
Брюшной тиф												
Дизентерия												
Скарлатина												
Корь												
и т. д.												
Всего												

Если же сведения о заболеваемости населения отдельными болезнями сопоставляются с его социальными группами, то простая таблица уже не дает необходимых для этого данных, а если учесть, что отдельные социальные группы населения различаются по возрастному-половому составу, что в значительной степени обуславливает различия в их заболеваемости, то становится недостаточной и групповая таблица, ибо на основании представленных в ней данных нельзя анализировать заболеваемость социальных групп с учетом их возрастного-полового состава. Только комбинационная таблица дает в этом случае необходимый исходный материал. Ими пользуются всегда, когда необходимо провести углубленное изучение связей или зависимостей между отдельными признаками одного явления или между несколькими отдельными явлениями и, следовательно, сравнить качественно однородные по существенным факторам группы, отличающиеся только одним признаком.

Число групп, на которые разбивается изучаемый материал в комбинационной таблице, равно произведению чисел, показывающих ко-



личество градаций каждого включенного в таблицу признака. Например, если больные разделены по полу (2 градации), на 8 градаций по возрасту и выделено 10 отдельных болезней, то число групп окажется равным  $2 \times 8 \times 10 = 160$ . Необходимо помнить, что такое чрезмерное дробление материала не всегда полезно. Нельзя забывать, что для более или менее достоверного сравнения необходимо достаточное число наблюдений в каждой группе (желательно 100 или хотя бы не менее 70—80). Если невозможно выполнить это требование, лучше отказаться от выяснения какого-либо вопроса и этим уменьшить дробление материала, увеличить число наблюдений в каждой группе и с большей степенью достоверности прийти к меньшему количеству выводов.

Каждая таблица должна иметь краткий заголовок, говорящий о ее содержании. Внутри таблицы все графы (столбцы и строки) также должны иметь четкие названия.

При заполнении таблицы во все ее графы проставляются числа, которые соответствуют числу наблюдений, отвечающих требуемой комбинации учитываемых признаков. Оставшиеся незаполненными (из-за отсутствия соответствующей комбинации) графы прочеркиваются во избежание пропусков и для предупреждения записей в несоответствующие графы. В графах, не заполненных вследствие отсутствия сведения, ставится «н. с.» (нет сведений) или многоточие. После заполнения таблицы в нижнем горизонтальном ряду и в последнем справа вертикальном столбце подводятся итоги вертикальных и горизонтальных граф. В последней клетке в правом углу таблицы записывается число, являющееся одновременно суммой как для вертикальных, так и для горизонтальных граф.

**Подготовка статистической сводки.** После того как разработана программа статистической сводки и заготовлено необходимое количество макетов сводных таблиц, можно приступить к подготовке материалов наблюдения для сводки.

Подготовка эта начинается с количественной и качественной проверки собранного материала. Устраняются все дубликаты записей, т. е. двойные или вообще повторные записи, которые могут встретиться в результате допущенных неточностей при осуществлении статистического наблюдения, и сводимый материал оценивается с точки зрения достаточности его для получения необходимых выводов согласно спроектированной программе.

Если все или, по крайней мере, большинство групп содержат достаточное количество наблюдений, материал оценивается с точки зрения качества его заполнения и достоверности сведений.

Все дефекты заполнения должны быть по возможности исправлены. Недостающие ответы следует собрать дополнительно, явно неправильные или сомнительные — проверить и исправить. В тех случаях, когда есть сомнения в правильном заполнении учетных документов и они не могут быть проверены, лучше совсем не подвергать их дальнейшей разработке, чем пользоваться недостоверными сведениями. Так, например, при изучении заболеваемости или причин смерти рекомендуется выделять как недостаточно достоверные карточки с диагнозом, поставленным не врачом, а фельдшером.

Проверенный и исправленный материал подвергается дальнейшей обработке.

**Разметка.** При разработке индивидуальных статистических карт работа начинается с разметки (шифровки).

Разметкой называется условное обозначение зарегистрированных признаков цифрами или какими-либо другими условными знаками, каждый из которых соответствует определенной градации (группе) данного признака. Делается это для того, чтобы устранить возможность различного толкования одних и тех же записей при группировке материала разными лицами. Разметку обычно поручают только наиболее квалифицированным и хорошо проинструктированным работникам, а разметку диагнозов заболеваний, либо причин смерти рекомендуется поручать только врачам после достаточного ознакомления их с классификацией болезней, травм и причин смерти. Разметка облегчает технику последующей сортировки карт, упрощая работу по раскладке и помогая правильно определить группу, в которую следует отнести данную карту.

Если данные собраны в списках или журналах, целесообразно в случае ручной сводки перенести сведения из них на специальные выкопировочные карточки-фишки и затем разрабатывать фишки так же, как и индивидуальные статистические карты; не рекомендуется прибегать к чрезвычайно сложной работе по перенесению данных на специальные сводные списки. Возможность комбинирования нескольких признаков при таком способе чрезвычайно ограничена, а вероятность трудно исправимых впоследствии ошибок велика. Дополнительные затраты времени на заполнение фишек окупаются значительной экономией времени при сводке и большей точностью результатов.

**Заполнение и проверка таблиц. Ручная сводка.** После разметки карты распределяются по необходимым для заполнения таблицы признакам. Каждая группа карт подсчитывается и результаты подсчета заносятся в соответствующие табличные графы.

Так, при раскладке карт для заполнения комбинационной таблицы, в которой больные распределены по диагнозу заболевания, полу и возрасту (табл. 3), следует сначала разделить все карты на две группы — мужчин и женщин, затем каждую из этих групп разделить на подгруппы с одинаковыми диагнозами, а каждую такую подгруппу раздробить на более мелкие в соответствии с возрастным делением больных, как это предусмотрено макетом таблицы.

Если некоторые признаки повторяются в нескольких таблицах, то при ручной обработке следует начинать раскладку именно с этих признаков, не смешивая карты до тех пор, пока путем постепенной их раскладки не будут получены данные, необходимые для всех таблиц, где этот признак встречается.

Когда все графы таблицы заполнены, а не заполненные из-за отсутствия материала прочеркнуты, подводят вертикальные и горизонтальные итоги. Сумма вертикальных итогов должна быть равна сумме горизонтальных. Отсутствие равенства говорит об ошибке, допущенной либо при подведении итогов, либо при подсчете разложенных карт.

Учитывая возможность ошибки, разложенные карты не следует смешивать, пока не будут подведены и выверены итоги в таблицах и оценено их логическое содержание. Ошибки могут произойти не только в процессе подсчета, но и при разметке и раскладке карт, т. е. одна или несколько карт могут быть размечены или помещены не в те группы, к которым они должны относиться. Так, при разметке заболеваемости карта больного мужчины может быть ошибочно помечена шифром заболевания, свойственного только женщинам, либо при раскладке правильно размеченная карта с женским заболеванием может ошибочно попасть в группу карт, заполненных на больных мужчин, и т. п.

Приведенные примеры характеризуют только грубые, явно бросающиеся в глаза ошибки. Однако всякое логическое несоответствие в содержании таблицы должно быть проверено. Логическая проверка содержания и смысла заполненной статистической таблицы должна выполняться не техническим работником, а лицом, руководящим статистической работой и хорошо понимающим существо производимого статистического исследования.

Некоторые ошибки, происшедшие при раскладке карт, обычно выявляются при взаимном сопоставлении итогов различных таблиц, так как трудно допустить, чтобы одна и та же ошибка была повторена несколько раз. Все ошибки надо разыскать и исправить.

В настоящее время все более широкое распространение получают специальные формализованные документы медицинского учета: различные варианты карт с краевой перфорацией, с цветовой сигнализацией, просветные перфокарты, использование которых значительно ускоряет ручную сортировку, группировку и подбор данных<sup>1</sup>. Один работник может отсортировать за один час работы до 20 000 таких перфокарт по одному признаку и до 7—8 тыс. карт по нескольким признакам. Можно рекомендовать применение таких перфокарт в кабинетах учета и медицинской статистики поликлиник и крупных больниц, в организационно-методических кабинетах и отделах диспансеров и научно-исследовательских институтов.

На рис. 1 приводится макет карты с краевой перфорацией.

**М а ш и н н а я с в о д к а.** При машинной сводке сведения из первичных статистических документов с помощью особой машины-перфоратора переносятся на перфорационные карты. Предварительно всем признакам (и их градациям) первичного документа обязательно присваиваются цифровые обозначения — шифры. Перфоратор пробивает отверстия на перфокартах в соответствии с шифрами. Перфокарты поступают в сортировальные машины, которые сортируют их на соответствующие группы согласно с пробитыми отверстиями. Эти же машины подсчитывают число карточек в каждой группе. Итоги подводятся машинами-табуляторами. Более подробно описание работы ЭВМ (электронно-вычислительной машины и других вычислительных машин) приведено в гл. XIII.

---

<sup>1</sup> Роометс С. Перфокарты и их применение. Таллин, 1963.

1	Десятки	Единицы	3 Отделение	Десятки	Единицы	Возраст	Десятки	Единицы	Место жительства	В род. ян. т.п.	Инвалидность	Войсковой номер	16	Дата поступления на службу (М-И)
2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
<b>Карта выбывшего из стационара</b>														
ИМЯ														
1. Название населенного пункта														
2. Название стационара														
3. Название отделения														
4. История болезни №														
5. Фамилия														
6. Пол: мужской <input type="checkbox"/> женский <input type="checkbox"/> (подчеркнуть)														
7. Возраст лет для детей (со слов матери)														
8. Настоящее место жительства город <input type="checkbox"/> рабочий поселок <input type="checkbox"/> село <input type="checkbox"/> (подчеркнуть, указать почтовый адрес)														
9. Вид занятий рабочий <input type="checkbox"/> служащий <input type="checkbox"/> колхозник <input type="checkbox"/> учащийся <input type="checkbox"/> пенсионер <input type="checkbox"/> (подчеркнуть, указать необходимость)														
10. (Укажите место работы и занимаемую должность)														
11. Для детей - название детского учреждения, школы														
12. Для инвалидов - род и группу инвалидности														
13. Кто направляет больного: себя <input type="checkbox"/> объединение <input type="checkbox"/> друзей <input type="checkbox"/> родственников <input type="checkbox"/> из другого города <input type="checkbox"/> из сельской местности <input type="checkbox"/> проч. лица <input type="checkbox"/> (указать фамилию, имя, отчество)														
14. Дата поступления <input type="checkbox"/> поступил без направления <input type="checkbox"/> (указать название и лечебного учреждения)														
15. Доставлен в стационар по направлению кураторской комиссии да <input type="checkbox"/> нет <input type="checkbox"/>														
16. Доставлен из дома по направлению пункта <input type="checkbox"/> из других населенных пунктов <input type="checkbox"/>														
17. Способ доставки санобслуживающей <input type="checkbox"/> скорой помощью <input type="checkbox"/> машиной <input type="checkbox"/> пешим <input type="checkbox"/> (указать для перевозки больных)														
18. Самостоятельно <input type="checkbox"/> приют больницы <input type="checkbox"/> родственников <input type="checkbox"/> прочих <input type="checkbox"/> (указать)														
19. Дата поступления в стационар <input type="checkbox"/> поступил <input type="checkbox"/> (указать название и лечебного учреждения)														
20. Госпитализирован по поводу данного заболевания <input type="checkbox"/> впервые <input type="checkbox"/> повторно <input type="checkbox"/>														
21. В каком году														
22. Цель поступления: обследование <input type="checkbox"/> лечения <input type="checkbox"/> профилактики <input type="checkbox"/> (указать)														
23. Причина <input type="checkbox"/> острая <input type="checkbox"/> хроническая <input type="checkbox"/> (указать)														
24. Вид <input type="checkbox"/> острая <input type="checkbox"/> хроническая <input type="checkbox"/> (указать)														
25. Дата поступления в стационар <input type="checkbox"/> (указать месяц)														

Утверждено Министерством здравоохранения СССР 1962 г.

ПРОВЕРЬТЕ

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
---	---	---	---	---	---	---	---	---	----	----	----	----	----	----	----

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25

12 СПСОД  
13А  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25





## ОТНОСИТЕЛЬНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

**Значение относительных величин.** Статистическая сводка заканчивается получением ряда таблиц, числа в которых отражают абсолютные размеры изучаемого явления и составляющих его частей. Эти сведения важны иногда как таковые, а получение их является самостоятельной задачей исследования. Так, например, абсолютные данные о том, что население СССР по переписи, произведенной 15 января 1959 г., составляло 208 826 000 человек, или о том, что на территории СССР в 1913 г. работало 23 000 врачей, а к 1970 г. их число выросло примерно до 624 000 (без военных врачей), представляют сами по себе большую ценность.

Однако в значительной части случаев абсолютные величины оказываются мало пригодными для сравнения их с другими величинами, характеризующими исследуемое либо аналогичное ему явление. Они нужны только как промежуточная стадия для получения относительных показателей (коэффициентов).

Необходимость этого делается ясной из следующих примеров. В городе А умерло 3880 человек, а в городе Б — 2187. Допустимо ли из этого сделать вывод о том, что в городе А смертность была больше, чем в городе Б? Оказывается нельзя. Абсолютное количество умерших определяется не только интенсивностью смертности, но и численностью населения. В городе А было 354 000 жителей, а в городе Б — 182 000. При прочих равных условиях можно ожидать, что в городе А будет больше умерших. Чтобы определить, в каком из этих городов смертность действительно была больше, надо вычислить соотношения числа смертей в городах А и Б к численности населения в них. Сопоставляя полученные относительные величины, можно сравнить размеры смертности в этих городах. Сосчитав количество умерших, приходящихся на 1000 человек населения каждого города, устанавливаем, что в городе А на 1000 человек умирало в среднем 10,9 человека, а в городе Б — 12,0. Смертность в городе Б оказалась выше, чем в городе А, вывод — обратный тому, который напрашивался при сравнении абсолютных чисел умерших.

Еще один аналогичный пример. В СССР в 1950 г. умерло 1745 тыс. человек, а в 1967 г. — 1799 тыс. человек. Казалось бы, что смертность в СССР за истекшие 17 лет возросла, однако это не так. В 1950 г. в СССР было 181 603 тыс. жителей, а в 1967 г. — 233 688 тыс. и на каждую 1000 человек приходилось смертей в 1950 г. — 9,7, а в 1967 г. — только 7,6.

Уже из приведенных примеров становится ясно, что, сравнивая размеры двух явлений (рождаемость, смертность, заболеваемость и т. п.), либо изучая изменения этих явлений по времени, необходимо абсолютные числа, выражающие эти размеры, привести как бы к одному знаменателю, т. е. отнести к одному и тому же количеству населения. В санитарной статистике различают относительные числа частоты, соотношения, структуры, динамики и наглядности.

**Интенсивные коэффициенты.** Интенсивные коэффициенты или относительные числа частоты характеризуют уровень, распространенность какого-либо явления в среде.

Вычисление этих коэффициентов производится при помощи пропорций. Для вычисления, например, коэффициента рождаемости в СССР за 1969 г. (число рождений 5 341 тыс., численность населения 216 162 тыс. человек) строится следующая пропорция: на 216 162 тыс. человек населения приходилось 5341 тыс. рождений, а на 1000 населения —  $X$  рождений, откуда

$$X = \frac{5\,341\,000 \cdot 1000}{216\,162\,000} = 24,9 \text{ ‰}.$$

Величина основания (обычно единица с нулями — 1000, 10 000, 100 000 и т. д.) выбирается в соответствии с величиной коэффициента, таким образом, чтобы хоть одна цифра коэффициента (влево от запятой) была представлена целым числом. Эта рекомендация вытекает из неудобств пользования коэффициентами с большим количеством десятичных знаков. При перемене основания величина коэффициента изменяется в соответствующее число раз и, следовательно, каждый интенсивный коэффициент, вычисленный к любому основанию, может быть легко перечислен к другому основанию путем переноса запятой вправо или влево на соответствующее число десятичных знаков.

В санитарной статистике при вычислении размеров рождаемости, смертности, естественного прироста населения, общей заболеваемости и т. п. за основание обычно принимают 1000 человек населения; вычисление размеров смертности или заболеваемости в отношении какой-либо отдельной болезни или группы болезней производится на 10000 или на 100 000 населения, вычисление показателей временной нетрудоспособности (число больных лиц, случаев и дней) в связи с заболеваниями производится на 100 работающих. Соответственно коэффициент интенсивности выражается в промилле (‰), продецимилле (‱), просантимилле (‱‱‱) или в процентах (%).

Численность населения берут на середину изучаемого периода времени (чаще всего года), либо, что правильнее, рассчитывают так называемое среднее население — полусумму чисел населения на начало и конец периода наблюдения.

Вычисление интенсивного коэффициента, следовательно, должно производиться по следующей формуле:

$$\text{Интенсивный коэффициент забо-} \quad \frac{\text{Число заболеваний (смертей и т. д.)} \times 1000}{\text{Средняя численность населения}} \cdot \text{леваемости (смертности и др.)}$$

Если коэффициенты вычисляются за период времени меньше года, в целях сопоставимости их надо привести к годовому уровню, т. е. установить, чему бы равнялся коэффициент, если бы частота измеряемого события в течение всего года была такой, как в период наблюдения. Для этого в приведенной выше формуле числитель умножается на 12 (число месяцев в году), а знаменатель — на число месяцев периода наблюдения. Например, в городе, имеющем 400 000 населения, за первый квартал (3 месяца) родилось 2100 детей. Коэффициент рож-

даемости в этом квартале (из расчета на год) равнялся:

$$\frac{2100 \cdot 1000 \cdot 12}{400\,000 \cdot 3} = 21 \text{ на } 1000 \text{ населения.}$$

При пользовании коэффициентом всегда следует указывать, к какому основанию он вычислен.

**Коэффициенты соотношения.** От интенсивных коэффициентов следует отличать так называемые коэффициенты соотношения. Техника вычисления тех и других одинакова. Однако интенсивные коэффициенты характеризуют частоту явлений, происходящих в данной среде, т. е. непосредственно связанных с этой средой, а коэффициенты соотношения отражают соотношение двух явлений, между собой генетически не связанных. Так, например, коэффициент заболеваемости вычисляется как отношение числа заболеваний к численности населения, в состав которого входят и больные. Коэффициент же соотношения вычисляется путем сопоставления различных по значению величин числителя и знаменателя. Примером коэффициента соотношения может служить обеспеченность населения больничными койками. Если в больницах города, имеющего, допустим, 200 000 населения, находится 2100 больничных коек, то обеспеченность населения коечной помощью составит:

$$\frac{2100 \cdot 1000}{200\,000} = 10,5 \text{ койки на } 1000 \text{ человек населения.}$$

**Экстенсивные коэффициенты.** Экстенсивные коэффициенты (относительные числа распределения, структуры) показывают, как распределяется изучаемое явление на свои составные части, как велика отдельная доля данного явления по отношению ко всей его величине (отношение части к целому), и выражаются обычно в процентах или реже в промиллях к итогу. Вычисление производится по формуле:

$$\frac{\text{число смертей от данной болезни} \times 100}{\text{число смертей от всех причин}}$$

Аналогичным образом вычисляются экстенсивные коэффициенты заболеваемости.

В больницах города имелось 4950 коек, в том числе терапевтических — 775, хирургических — 750, гинекологических — 280 и т. д. Соответствующие этим данным экстенсивные коэффициенты покажут, что в общем составе больничных коек терапевтические койки занимали:

$$\frac{775 \cdot 100}{4950} = 15,7\%; \text{ хирургические } - \frac{750 \cdot 100}{4950} = 15,1\%;$$
$$\text{гинекологические } - \frac{280 \cdot 100}{4950} = 5,7\% \text{ и т. д.}$$

Экстенсивные коэффициенты нужны для определения структуры статистической совокупности и сравнительной оценки соотношения составляющих ее частей. Так, например, в 1955 г. в СССР родилось 5 047 400 детей, в том числе 2 533 900 мальчиков и 2 549 500 девочек, а в 1967 г. — 4 093 100 детей, в том числе 2 098 300 мальчиков и



1 994 800 девочек. Определить, изменилось ли соотношение между новорожденными мальчиками и девочками, путем непосредственного сравнения абсолютных чисел весьма трудно. Если же мы скажем, что среди новорожденных в СССР в 1955 г. было 51,4% мальчиков и 48,6% девочек, а в 1967 г. соответственно — 51,3% и 48,7%, то отсутствие изменений соотношения между новорожденными обоих полов сразу станет наглядным.

Такие же процентные отношения вычисляют, если нужно определить структуру населения по возрасту, полу, социальным группам и т. п., установить распределение заболеваний в каком-либо коллективе, соотношения между различными группами больных, обслуженных медико-санитарными учреждениями, и многое другое.

Экстенсивные коэффициенты определяют роль и значение отдельных частей общей совокупности, однако их нельзя применять для установления динамики изучаемого явления во времени или для сравнения степени его распространения в двух или нескольких группах населения.

Подтвердим это примером. Предположим, что среди какой-либо группы населения за определенный промежуток времени А зарегистрировано 5000 умерших, в том числе:

от острых заразных болезней	1000 человек	(20%)
» туберкулеза . . . . .	500	» (10%)
» всех прочих причин . . . . .	3500	» (70%)
Всего . . . . .	5000	» (100%)

За период времени Б умерло 4500 человек, причем общее количество умерших уменьшилось только в результате снижения числа смертей от какой-либо острой заразной болезни. Тогда окажется, что из общего числа умерли:

от острых заразных болезней	500 человек	(11,1%)
» туберкулеза . . . . .	500	» (11,1%)
» всех прочих причин . . . . .	3500	» (77,8%)
Всего . . . . .	4500	» (100%)

Не обратив внимания на абсолютные количества умерших и сравнивая только структуру смертности, можно было бы сделать неверное заключение об уменьшении за период А — Б смертности от острых инфекционных болезней и увеличении смертности от туберкулеза и от всех прочих причин. На самом же деле абсолютные числа свидетельствуют только о том, что умерших от острых инфекционных болезней действительно стало меньше (причем уменьшилось ровно на 50%, тогда как соответствующий экстенсивный коэффициент уменьшился только на 45%), а число умерших от туберкулеза и от всех прочих причин осталось без изменения, несмотря на увеличение соответствующих им экстенсивных коэффициентов.

Причина этого заключается в том, что трансформация экстенсивного коэффициента в определенном направлении может быть вызвана как изменением той части изучаемого явления, которую он отражает (в примере — уменьшение доли смертности от острых заразных болез-

ней отражает реальное уменьшение числа умерших от этих болезней), так и обратным изменением одной или нескольких других частей того же явления (увеличение экстенсивного коэффициента смертности от туберкулеза и прочих причин явилось результатом уменьшения числа умерших от острых заразных болезней и, следовательно, уменьшения общего количества умерших). Общая сумма всех причин смерти всегда будет равна 100%; следовательно, уменьшение доли какой-либо одной причины должно вызвать соответствующее увеличение других долей. Сравнивая одни только экстенсивные коэффициенты, нельзя установить, чем вызваны соответствующие изменения в них (изменением ли самого отражаемого им явления или какого-либо другого, с ним связанного).

При помощи экстенсивных коэффициентов можно судить о сравнительной распространенности различных болезней лишь тогда, когда речь идет о заболеваемости одной какой-либо группы населения за один и тот же промежуток времени. Так, например, в данном городе в данном году больные с болезнями органов пищеварения составляли 21,5% общего количества зарегистрированных больных, больные с болезнями органов дыхания — 7,3%, а с болезнями органов кровообращения — 2,4%. На основе этих чисел правомочно сделать вывод, что в данном городе в данном году болезни органов пищеварения были распространены больше, чем другие названные болезни, что население болело ими примерно в 3 раза чаще, чем болезнями органов дыхания, и примерно в 9 раз чаще, чем болезнями органов кровообращения.

Сравнивать же эти доли с аналогичными экстенсивными коэффициентами в другом городе не следует. Во всяком случае такие сопоставления надлежит производить весьма осторожно, помня о том, что большая величина экстенсивного показателя заболеваемости данной болезнью не обязательно свидетельствует о действительно большем ее распространении.

К чему приводит неумелое применение экстенсивных коэффициентов, можно проиллюстрировать на следующем примере. Одно время считалось почти общепринятым положение о том, что за последние десятилетия рак с большей силой, чем раньше, поражает население молодого возраста. Однако положение это не соответствует действительности. Изменение доли умерших от рака в молодом возрасте в числе умерших в том же возрасте от всех причин может обуславливаться действительным увеличением смертности от рака. В таком случае это изменение отражало бы действительное «омоложение» рака. Однако увеличение доли умерших от рака в молодом возрасте по отношению ко всем умершим в том же возрасте может быть, как оно и есть на самом деле, следствием уменьшения смертности в молодом возрасте от других причин при отсутствии роста или даже некотором уменьшении смертности в этом возрасте от рака.

Следовательно, доказательства «омоложения» рака, основанные на сравнении экстенсивных коэффициентов, нужно признать методически неверными и поэтому неубедительными.

Единственно правильным методом исследования этого вопроса является сравнение интенсивных коэффициентов поражения раком

различных возрастных групп населения за достаточно большой промежуток времени. И это сравнение не подтверждает «омоложения» рака. Интенсивные коэффициенты смертности от рака в молодом возрасте в основном уменьшились.

**Относительные числа наглядности.** Не имея качественно нового содержания по сравнению с указанными ранее коэффициентами, относительные числа наглядности представляют удобный способ преобразования абсолютных и относительных чисел в легко обозримую форму для их сравнения. С этой целью одна из сравниваемых величин приравнивается к какому-либо круглому числу (100, 1000, 10 000 и т. п.), а остальные величины пересчитываются соответственно этому числу.

Так, например, смертность в СССР в 1897—1968 гг. может быть охарактеризована следующими числами (табл. 4).

Последний столбец табл. 4 представляет ряд коэффициентов наглядности и в весьма доступной для усвоения форме отражает динамику снижения смертности в СССР.

При вычислении всякого рода коэффициентов не следует увлекаться чрезмерной

точностью расчетов, что существенно затрудняет вычислительную работу. Вычисление с точностью до одной десятой, а при очень большом числе наблюдений до одной сотой (т. е. с 1—2 десятичными знаками) является в большинстве совершенно достаточным, а допустимые при этом округления коэффициентов значительно упрощают вычисления. Статистическая точность, т. е. соответствие полученных данных действительности, достигается не количеством десятичных знаков возле коэффициента, а хорошим качеством статистического материала и правильной его группировкой.

Вычислять коэффициенты можно и в том случае, если число наблюдений мало, хотя при этом величины полученных коэффициентов могут определяться случайностью. Необходимым условием в подобных случаях является приведение абсолютного числа наблюдений и оценка достоверности различий сравниваемых коэффициентов при помощи методов, описанных в главе VII.

Для облегчения и ускорения вычислений целесообразно пользоваться какой-либо счетной машиной, а при отсутствии ее — обычными счетами, счетными таблицами (логарифмов, «таблицами умножения» О'Рурка и др.).

О применении относительных величин динамики в санитарной статистике см. гл. IX.

ТАБЛИЦА 4

*Смертность в СССР в 1897—1968 гг.*

Годы	Умерло на 1000 населения	По отношению к уровню смертности 1897 г., принятой за 1000
1897	31,7	1000
1913	29,1	918
1926	20,3	640
1940	8,0	568
1950	9,7	306
1960	7,1	224
1965	7,3	230
1968	7,7	243

СПЕЦИАЛЬНЫЕ И СТАНДАРТИЗОВАННЫЕ  
КОЭФФИЦИЕНТЫ

**Общие и специальные коэффициенты.** Различают общие и специальные коэффициенты.

Общими коэффициентами определяют отношения величины явления (рождаемость, смертность, заболеваемость и т. п.) ко всему населению. Они дают только общую ориентировку и часто недостаточны для углубленного изучения. В английской статистике общие коэффициенты носят название *crude* (грубые).

Различия в размерах общих коэффициентов могут обуславливаться не только действительными различиями в размерах смертности или заболеваемости, в свою очередь определяемыми разной санитарной обстановкой жизни этих групп (т. е. теми факторами, которые представляют непосредственный интерес для врача), но и различным возрастным, половым, социальным составом сравниваемых коллективов.

Сравнительное изучение размеров смертности или заболеваемости, однако, только тогда не теряет своего смысла, когда оно дает возможность установить истинные различия в интенсивности этих явлений, зависящие от неодинаковых санитарных условий. Действие же прочих обстоятельств, влияющих на размеры коэффициентов, при этом следует устранять (элиминировать).

Наибольшее влияние на уровень общих коэффициентов оказывает возрастной состав населения. Уровни смертности и заболеваемости обычно наиболее высоки у детей и стариков и наиболее низки у лиц молодого и среднего возраста. Следовательно, та группа населения, в составе которой относительно больше детей и стариков, может иметь более высокий общий уровень смертности и заболеваемости, даже если в действительности санитарные условия жизни этой группы лучше и, следовательно, подлинные уровни смертности или заболеваемости у нее меньше.

В качестве примера можно привести следующие данные, заимствованные из одной работы С. А. Новосельского (табл. 5)<sup>1</sup>.

Смертность в б. Владимирской губернии в 1895—1898 гг. составляла в городах 37,3 на 1000 населения, а в селах — 41,3. Сравнивая однако повозрастные уровни смертности, видим, что смертность городского населения была всегда выше, чем сельского. Следовательно, и смертность городского населения в целом также должна бы быть выше, чем сельского. А между тем общие коэффициенты смертности говорят об обратном. Это положение явилось следствием того, что среди сельского населения дети в возрасте 0—9 лет составляли 28,7%, а старики старше 60 лет — 9,0%, тогда как среди город-

---

<sup>1</sup> Новосельский С. А. О связи стандартизованных и табличных коэффициентов смертности. В кн.: Вопросы демографической и санитарной статистики. М., 1958, с. 26.

ского населения детей в возрасте до 10 лет было только 18,1%, стариков же — 7,1%. Уровни же смертности именно этих возрастных групп были наиболее высокими, что и нашло отражение в общем коэффициенте смертности сельского населения.

ТАБЛИЦА 5

*Смертность во Владимирской губернии в 1895—1898 гг.*

Возраст в годах	Городское население			Сельское население		
	по переписи	среднее число умерших в 1895—1898 гг.	смертность на 1000 населения	по переписи	среднее число умерших в 1895—1898 гг.	смертность на 1000 населения
0—9	34 531	4099	118,7	365 893	38 213	104,4
10—19	38 712	198	5,1	255 776	1266	4,9
20—39	70 690	823	11,6	345 546	3138	9,1
40—59	33 040	831	25,2	237 904	3964	16,7
60 и старше	13 567	1168	86,1	119 384	8083	67,7
Всего	190 540	7119	37,3	1 324 503	54 664	41,3

Из следующего схематического примера (табл. 6) видно, что взятые для сравнения две группы населения пункта А и пункта Б имеют одинаковые повозрастные уровни заболеваемости и, следовательно, находятся в примерно одинаковых санитарных условиях. Тем не менее общие коэффициенты заболеваемости населения в пункте Б больше, чем в пункте А, так как в составе населения пункта Б относительно больше детей и стариков.

ТАБЛИЦА 6

*Сравнение общих коэффициентов заболеваемости в двух пунктах с одинаковыми повозрастными показателями заболеваемости и разным возрастным составом населения (числа условные)*

Возраст в годах	Население		Число больных		Коэффициенты заболеваемости на 10 000 населения	
	пункт А	пункт Б	пункт А	пункт Б	пункт А	пункт Б
0—19	10 000	20 000	20	40	20,0	20,0
20—39	20 000	12 000	30	18	15,0	15,0
40—59	15 000	10 000	15	10	10,0	10,0
60 и старше	5 000	8 000	13	20	25,0	25,0
Всего	50 000	50 000	78	88	15,6	17,6

Обычно возрастной состав городского и сельского населения неодинаков и поэтому общие интенсивные коэффициенты смертности или заболеваемости не дают верного представления о различиях в смертности или заболеваемости городского и сельского населения.

Аналогично обстоит дело и при сравнении общих коэффициентов, относящихся к различным профессиональным группам, если они отличаются по возрастному составу. Так, например, смертность шах-

теров и духовенства в Англии в 1931 г. выражалась в следующих числах (табл. 7).

ТАБЛИЦА 7

*Смертность шахтеров и духовенства в Англии и Уэльсе в 1931 г.*

Возраст	Шахтеры			Духовенство		
	число лиц *	число умерших	повозрастная смертность в %	число лиц *	число умерших	повозрастная смертность в %
16—24	70 000	259	3,7	200	0	0
25—34	131 000	224	4,0	2300	0	0
35—44	102 000	663	6,5	3600	16	4,4
45—54	77 000	939	12,2	4900	28	5,6
55—64	49 000	1279	26,2	5300	95	17,8
65 лет и более	31 000	3026	97,6	5400	490	76,6
Всего	480 000	6690	14,5	22 700	629	27,7

\* Числа взяты с округлением до 1000 или до 100.

По общим коэффициентам смертности шахтеров и духовенства, казалось бы, можно сделать вывод о большей смертности духовенства. Вывод этот, однако, будет неверен, так как во всех возрастных группах смертность шахтеров выше, чем духовенства. Причина и здесь заключается в различной возрастной структуре обеих групп: среди духовенства больше лиц старшего возраста, смертность которых относительно выше, и это определяет увеличение «среднего» для духовенства общего коэффициента смертности.

Изучая размеры смертности или заболеваемости двух групп населения с различной возрастной структурой, нельзя, как видно из изложенного выше, удовлетвориться сравнением только общих коэффициентов смертности или заболеваемости этих групп.

И не только различия в возрастном составе могут определять разницу в величине интенсивных коэффициентов. Таким образом, необходимо весьма осторожно сравнивать общие интенсивные коэффициенты и тщательно проверять, являются ли сравниваемые группы населения достаточно одинаковыми по своему составу. Более точное представление о размерах смертности, заболеваемости и пр. в сравниваемых группах населения дают специальные коэффициенты. Так, размеры смертности рабочих надо определять отношением числа умерших рабочих не ко всему населению, а только к рабочим. Специальные возрастные коэффициенты смертности, заболеваемости и т. п. получаются при вычислении отношения числа умерших, заболевших и пр. в каком-либо возрасте к населению того же возраста. Специальный коэффициент рождаемости получается при вычислении отношения числа родившихся не ко всему населению, а только к той его части, которая способна к деторождению, т. е. к числу женщин в возрасте 15—49 лет (так называемый коэффициент плодовитости) и т. п. Сравнивая коэффициенты соответствующих возрастных групп, можно

исключить (элиминировать) влияние различной возрастной структуры.

При таком сравнении, однако, нельзя иметь комплексного представления о размерах смертности или заболеваемости в изучаемых группах населения, а если специальные коэффициенты окажутся выше в некоторых возрастах в одной группе и в других — во второй, нельзя будет сделать заключения о том, какая из сравниваемых групп находится в относительно лучшей или худшей санитарной обстановке.

**Стандартизованные коэффициенты. Прямой, косвенный и обратный методы стандартизации.** Для получения коэффициентов смертности или заболеваемости, вычисленных при условии элиминирования влияния различной возрастной структуры, прибегают к вычислению так называемых стандартизованных коэффициентов.

Стандартизованные коэффициенты показывают, какими бы были общие коэффициенты сравниваемых групп, если бы группы имели одинаковый состав.

Техника получения стандартизованных коэффициентов не сложна.

Если имеются сведения о возрастном распределении сравниваемых групп населения и о возрастном распределении умерших или заболевших и, следовательно, можно вычислить повозрастные коэффициенты смертности или заболеваемости, то для вычисления стандартизованных коэффициентов избирают прямой метод стандартизации.

Общая схема расчета стандартизованного коэффициента следующая. Вычисляют повозрастные коэффициенты смертности или заболеваемости. Далее выбирают стандарт возрастного состава.

В качестве такого стандарта может быть принято возрастное распределение одной из сравниваемых групп либо, лучше, средний возрастной состав обеих групп, либо, наконец, возрастное распределение любой третьей группы, особенно такой, в состав которой входят сравниваемые группы. Так, например, при сравнении смертности в двух районах города за стандарт было бы целесообразно принять возрастное распределение населения целого города, а при сравнении смертности или заболеваемости городского и сельского населения — возрастной состав населения области, республики или даже всей страны.

Стандарт возрастного состава следует избирать каждый раз применительно к конкретно изучаемому материалу и в связи с задачами, стоящими перед исследователем.

Исчисленные предварительно повозрастные коэффициенты смертности или заболеваемости каждой изучаемой группы населения перемножаются на соответствующие относительные числа возрастного распределения стандарта.

Произведения делятся на 1000 или на 10 000 в зависимости от того, как рассчитан был стандарт, и суммируются, в результате чего получаются стандартизованные коэффициенты смертности или заболеваемости на 1000 или 10 000 человек населения.

Вычислим стандартизованные коэффициенты смертности населения Н-ской области (числа округлены для упрощения расчетов).

Исходные данные представлены в табл. 8. Как видно, общий коэффициент смертности на 10 000 человек городского населения составляет 10,1, а сельского — 9,6. Напротив, специальные коэффициенты почти во всех возрастных группах сельского населения выше, чем городского.

Помня о различии возрастного состава городского и сельского населения, приступаем к стандартизации. Первый этап этого вычисления — определение повозрастных коэффициентов — показан в табл. 8.

ТАБЛИЦА 8

Вычисление стандартизованных коэффициентов прямым методом. Этап первый

Возраст в годах	Городское население			Сельское население		
	численность населения	число умерших	смертность на 1000 населения	численность населения	число умерших	смертность на 1000 населения
0—4	160 000	3 850	24,0	375 000	9 150	25,0
5—9	120 000	485	4,0	335 000	1 670	5,0
10—19	240 000	610	2,5	640 000	2 250	3,5
20—49	350 000	1 760	5,0	870 000	3 480	4,0
50 и старше	130 000	3 395	26,0	280 000	7 450	27,0
Всего	1 000 000	10 100	10,1	2 500 000	24 000	9,6

На втором этапе подбираем стандарт возрастного состава населения. В рассматриваемом примере целесообразно за стандарт принять средний возрастной состав всего населения области. Вычисление стандарта приведено в табл. 9.

ТАБЛИЦА 9

Вычисление стандартизованных коэффициентов прямым методом. Этап второй

Возраст в годах	Численность населения			Возрастной состав населения в ‰
	городского	сельского	всего	
0—4	160 000	375 000	535 000	152,9
5—9	120 000	335 000	455 000	130,0
10—19	240 000	640 000	880 000	251,4
20—49	350 000	870 000	1 220 000	348,6
50 и старше	130 000	280 000	410 000	117,1
Всего	1 000 000	2 500 000	3 500 000	1000,0

Заключительным третьим этапом является вычисление самих стандартизованных коэффициентов (табл. 10).

Числа двух последних граф табл. 10 получены последовательным перемножением повозрастных коэффициентов на соответствующие числа стандарта и делением произведений на 1000 так, как это показано в первой строке таблицы для возраста 0—4 года. Итоги последних граф дают готовые стандартизованные коэффициенты смертности городского (9,60) и сельского (9,91) населения. В противоположность ранее полученным общим коэффициентам смертность городского насе-



ления оказалась меньше, чем сельского, что и ожидалось по результатам сопоставления повозрастных коэффициентов.

ТАБЛИЦА 10

Вычисление стандартизованных коэффициентов прямым методом. Этап третий

Возраст в годах	Повозрастные уровни смертности на 1000 населения (из табл. 8)		Стандарт возрастного состава населения (из табл. 9)	Сколько умерло бы в данном возрасте при данных возрастных уровнях смертности и при возрастном распределении населения по стандарту	
	городского	сельского		городское население	сельское население
0—4	24,0	25,0	152,9	$\frac{24,0 \cdot 152,9}{1000} = 3,67$	$\frac{25,0 \cdot 152,9}{1000} = 3,82$
5—9	4,0	5,0	130,0	0,52	0,65
10—19	2,5	3,5	251,4	0,63	0,88
20—49	5,0	4,0	348,6	1,74	1,39
50 и старше	26,0	27,0	117,1	3,04	3,17
Всего	10,1	9,6	1000,0	9,60	9,91

Когда нет сведений о возрастном распределении больных или умерших и, следовательно, невозможно определить повозрастные уровни заболеваемости или смертности, применяется косвенный метод стандартизации.

На практике, однако, случаи отсутствия у врача сведений о возрастном составе больных или умерших относительно редки. Гораздо чаще косвенный метод стандартизации приходится использовать, если числа умерших или больных в отдельных возрастных группах малы и, следовательно, возрастные коэффициенты смертности или заболеваемости недостаточно достоверны, например при изучении заболеваемости или смертности от отдельных болезней.

Сущность косвенного метода стандартизации заключается в том, что за стандарт принимают возрастные коэффициенты заболеваемости или смертности какой-либо определенной группы населения и вычисляют так называемые ожидаемые числа заболевших или умерших для сравниваемых групп населения.

В виде иллюстрации в табл. II показана стандартизация косвенным методом коэффициентов смертности шахтеров и духовенства в Англии и Уэльсе в 1931 г.

Если бы возрастные коэффициенты смертности шахтеров и духовенства равнялись возрастным коэффициентам смертности всего мужского населения Англии, то количество умерших шахтеров составляло бы 5748, а духовенства — 724 человек. Фактически же умерло 6690 шахтеров и 629 человек из духовенства, т. е. действительная смертность составляла у шахтеров 116%, а у духовенства — 87% от уровня смертности всего мужского населения Англии и Уэльса в 1931 г., принятой за 100. Полученные так называемые стандартизованные отношения уже сами по себе позволяют

сравнивать размеры смертности или заболеваемости двух групп населения, имеющих различный возрастной состав. В частности, они указывают на значительно большие ее размеры у шахтеров, чем у духовенства. Если же умножить общий коэффициент смертности стандарта (14,6) на отношение действительных чисел умерших к ожидаемым, получим стандартизованные косвенным способом коэффициенты смертности, равные в нашем примере для шахтеров  $\frac{14,6 \cdot 6690}{5748} = 16,9$ , а для духовенства —  $\frac{14,6 \cdot 629}{724} = 12,7$ , в то время как не стандартизованные коэффициенты были соответственно равны 14,5 и 27,7. Стандартизация, таким образом, подтвердила более высокую смертность шахтеров.

ТАБЛИЦА II

*Вычисление стандартизованных коэффициентов косвенным методом. Смертность шахтеров и духовенства в Англии и Уэльсе в 1931 г.*

Возраст в годах	Повозрастные коэффициенты смертности мужчин в Англии на 1000 населения, принятые за стандарт	Повозрастная численность (абс числа)		«Ожидаемые» числа умерших	
		шахтеров	духовенства	шахтеров	духовенства
16—24	3,0	70 000	200	$\frac{70\ 000 \cdot 3,0}{1000} = 210,0$	$\frac{200 \cdot 3,0}{1000} = 0,60$
25—34	3,5	131 000	2300	458,5	8,05
35—44	5,6	102 000	3600	571,2	20,16
45—54	11,1	77 000	4900	854,7	54,39
55—64	23,5	49 000	5300	151,5	124,55
65 и старше	80,7	31 000	6400	2501,7	516,48
Всего	14,6	460 000	22 700	5747,6 $\approx$ 5748	724,21 $\approx$ 724
Фактическое число умерших	—	—	—	6690	629

Применение прямого и косвенного методов стандартизации требует знания возрастного состава сравниваемых групп населения.

В тех случаях, когда сведения о возрастном составе населения отсутствуют, целесообразно применить так называемый «обратный» метод исчисления стандартизованных коэффициентов, не требующий данных о возрастном составе населения, а ограничивающийся только сведениями о возрастном составе больных или умерших. Общая схема расчетов включает следующие действия. Числа больных или умерших в каждом возрасте делят на соответствующие повозрастные коэффициенты заболеваемости или смертности принятого за стандарт населения и умножают на 10000. Полученные таким образом «ожидаемые» числа населения соответствующих возрастов суммируются и делятся на фактическую численность населения, принятого за стандарт. Частное от этого деления указывает, во сколько раз заболеваемость или смертность исследованного населения выше или ниже смертности на-

селения, принятого за стандарт, и дает возможность исчислить стандартизованный коэффициент заболеваемости или смертности. Допустим для примера, что требуется определить коэффициент смертности от рака населения города Н, имевшего в 1950 г. 100 000 человек, а в 1960 г. — 150 000 человек населения. Количество умерших от рака в этом городе составляло в 1950 г. 155 человек, а в 1960 — 275 человек. Обычные коэффициенты смертности равняются для 1950 г.  $\frac{155 \cdot 10\,000}{100\,000} = 15,5$  а для 1960 г. —  $\frac{275 \cdot 10\,000}{150\,000} = 18,3$  на 10000 населения. Создается впечатление о росте смертности от рака. Однако рост численности населения (в 1,5 раза за 10 лет) дает основание предположить, что возрастной состав населения в 1950 и в 1960 гг. был разным, ибо столь быстрый рост населения может вызываться только миграционными процессами, которые неодинаково сказываются на численности различных возрастных групп. Перепись населения 1959 г. дала сведения о возрастном составе населения города Н. Для 1950 г. аналогичные сведения отсутствуют. Примем за стандарт повозрастные уровни смертности от рака за 1959 г. населения той области, в состав которой входит город Н., и определим «ожидаемую» численность населения для каждой возрастной группы в городе Н, в 1950 и 1960 гг. Расчет приведен в табл. 12 (числа условные).

ТАБЛИЦА 12

Вычисление стандартизованных коэффициентов „обратным“ методом  
(числа условные)

Возраст в годах	Повозрастные коэффициенты смертности от рака на 10 000 населения, принятые за стандарт	1950 г.		1960 г.	
		числа умерших в данном возрасте	«ожидаемая» численность населения	числа умерших в данном возрасте	«ожидаемая» численность населения
1	2	3	4	5	6
До 30	1,2	8	66 667	9	75 000
30—39	5,2	9	17 308	10	19 231
40—49	20,8	19	9 135	25	12 019
50—59	49,9	34	6 814	67	13 427
60—69	115,1	54	4 696	88	7 652
70 и старше	131,9	31	2 349	76	5 758
Всего	14,5	155	106 969	275	133 087

В графе 2 табл. 12 проставлены принятые за стандарт повозрастные коэффициенты смертности от рака; в графах 3 и 5 — фактические числа умерших в 1950 и в 1960 гг. Покажем далее, как производится расчет для граф 4 и 6. Чтобы в возрасте до 30 лет коэффициент смертности от рака на 10 000 населения составлял 1,2 при наличии 8 умерших в этом возрасте в 1950 г., численность населения этого возраста в 1950 г. должна была бы составлять  $\frac{8}{1,2} \cdot 10\,000 = 66\,667$  чел., а в 1960 г. при наличии 9 умерших в этом возрасте  $\frac{9}{1,2} \cdot 10\,000 =$

= 75 000 чел. Аналогичным образом для возраста 30—39 лет «ожидаемая» численность населения равнялась бы в 1950 г.  $\frac{9}{5,2} \cdot 10\,000 = 17\,308$ , а в 1960 г. —  $\frac{10}{5,2} \cdot 10\,000 = 19\,231$ . Такие же вычисления производятся и для остальных возрастных групп. В итоге «ожидаемая» численность населения для 1950 г. составляет 106 969, а для 1960 г. — 133 087; фактически население, как указывалось выше, составляло соответственно 100 000 и 150 000 человек. Очевидно, расхождение «ожидаемой» и действительной численности населения вызвано расхождением действительных и принятых за стандарт повозрастных коэффициентов смертности от рака. Для устранения этого расхождения множим принятый за стандарт коэффициент смертности от рака всего населения (14,5) на отношение «ожидаемых» чисел населения к фактическим и получаем стандартизованные коэффициенты смертности. Для 1950 г. это составит  $14,5 \cdot \frac{106\,969}{100\,000} = 15,5$ , а для 1960 г.  $\frac{14,5 \cdot 133\,087}{150\,000} = 12,9$  на 10 000 населения. Следовательно, увеличение общего коэффициента смертности с 15,5 в 1950 г. до 18,3 в 1960 г. вызвано не увеличением подлинных размеров смертности от рака, а изменением возрастного состава населения. При элиминировании влияния этого изменения стандартизованные коэффициенты смертности свидетельствуют о ее снижении.

При использовании обратного метода стандартизации необходимо помнить, что он дает более точные результаты: а) когда отдельно исчисляются стандартизованные коэффициенты для населения, находящегося в молодом возрасте (до 25—30 лет), и для населения более старшего возраста и б) при употреблении более дробных возрастных интервалов (пятилетних вместо десятилетних) для вычисления повозрастных коэффициентов стандарта.

Сопоставим результаты применения различных методов стандартизации коэффициентов при наличии заведомо известной численности населения в каждой возрастной группе (табл. 13).

ТАБЛИЦА 13

*Сопоставление коэффициентов смертности,  
вычисленных различными методами*

Методы вычисления коэффициентов смертности	Годы		Отношение коэффициентов 1960 г. к 1950 г. (в %)
	1950 г.	1960 г.	
1	2	3	4
Обычные коэффициенты смертности	10,0	10,6	106,0
Стандартизованные коэффициенты:			
по прямому методу	10,2	9,2	96,1
» косвенному »	11,4	11,0	96,5
» обратному »	11,3	10,4	92,0

Все методы стандартизации дают в основном одинаковый результат, свидетельствующий о снижении смертности, что не нашло отражения в обычных коэффициентах.

Наиболее точным методом стандартизации является косвенный метод, более наглядным — прямой. «Обратный» метод стандартизации следует применять только тогда, когда нельзя использовать ни косвенный, ни прямой методы, т. е. если известен возрастной состав больных или умерших, но неизвестен возрастной состав сравниваемых групп населения. Он менее точен.

Всегда, однако, надо иметь в виду, что стандартизованные коэффициенты, величина которых зависит от применяемого стандарта, являются условными величинами, пригодными только для сравнений. Поэтому, когда требуется не сравнение, а знание реальных размеров заболеваемости или смертности, необходимо прибегать к обычным интенсивным коэффициентам. Сравнение же стандартизованных коэффициентов между собой можно производить только тогда, когда они исчислены с применением одного и того же стандарта.

Аналогичным образом проводится стандартизация при необходимости устранить влияние половой, профессиональной и прочей структуры сравниваемых групп на величину каких-либо интенсивных коэффициентов. За стандарт принимается соответственно половой, профессиональный состав какой-либо определенной группы населения.

**Стандартизация коэффициентов летальности.** Стандартизованные коэффициенты могут с успехом применяться и в клинко-статистических работах, например, для оценки летальности при каком-либо заболевании в различных больницах.

Летальностью называется отношение больных, умерших от какой-либо болезни, к числу всех больных этой болезнью.

В практике лечебных учреждений часто пользуются коэффициентами летальности по больнице в целом или по ее отделениям. Однако получаемые при этом коэффициенты не пригодны для характеристики работы больниц из-за их «осредненности», зависящей от многообразного, часто неодинаково направленного влияния самых различных причин (состав больных по диагнозам, по тяжести заболевания и др.). Такими коэффициентами пользоваться не рекомендуется. Объективный анализ может быть проведен лишь на основе стандартизованных коэффициентов.

Эта рекомендация наиболее важна для детских больниц, так как у детей особенно заметно влияние возраста на величину летальности. При прочих равных условиях летальность у детей раннего возраста значительно выше, чем у более старших.

Вычисление стандартизованных коэффициентов в таких случаях производится следующим образом:

1. Определяются возрастные коэффициенты летальности, принимаемые за стандарт. Таким стандартом могут служить коэффициенты летальности отдельных возрастных групп, вычисленные по достаточно обширным данным за несколько лет суммарно или на материале неко-

торых крупных больниц, вместе взятых. Каждый возрастной коэффициент летальности вычисляется по следующей формуле:

$$\text{Коэффициент летальности детей данного возраста при данной болезни} = \frac{\text{Число умерших от данной болезни в данном возрасте} \times 100}{\text{Число выписанных} + \text{число умерших от этой болезни в том же возрасте}}$$

2. Вычисляются «ожидаемые» числа умерших в каждом возрасте и в целом по больнице при условии, что повозрастная летальность в данной больнице такая же, как в стандарте. Для этого числа больных детей каждого возраста умножаются на принятую за стандарт возрастную летальность, произведения делятся на 100 и суммируются.

3. Действительное число детей, умерших в больнице от данной болезни, делится на «ожидаемое» и умножается на принятый за стандарт общий коэффициент летальности. В результате этих вычислений получаются коэффициенты летальности, величина которых не зависит от различия возрастного состава детей в больницах и которые, следовательно, можно использовать для сравнительной оценки качества лечебной работы различных больниц.

Покажем на примере вычисление стандартизованных коэффициентов летальности. Допустим, что в одной из больниц в течение года лечилось от какой-либо болезни 284 ребенка, из которых умерло 29, а в другой больнице лечилось от той же болезни 87 детей, из которых умерло 9. Обычные коэффициенты летальности в этих больницах равны:

$$1) \frac{28 \cdot 100}{284} = 10,2\%; \quad 2) \frac{8 \cdot 100}{87} = 10,2\%.$$

Создается впечатление, что летальность в обеих больницах одинакова и, следовательно, одинаково качество их лечебной работы. Однако, как видно из табл. 14, возрастной состав детей, лечившихся в этих больницах, был различен, следовательно, пользоваться обычными коэффициентами летальности в данном случае нельзя.

ТАБЛИЦА 14

Вычисление стандартизованных коэффициентов летальности

Возраст детей	Число лечившихся				Число умерших	
	1-я больница		2-я больница		1-я больница	2-я больница
	абс. числа	то же в %	абс. числа	то же в %		
0—6 месяцев	46	16,2	15	17,2	4	3
6—12 »	63	22,2	28	32,3	8	3
1—2 года	95	33,5	29	33,3	14	2
2—3 »	29	10,2	7	8,0	2	—
3—4 »	16	5,6	3	3,5	1	1
4—7 »	16	5,6	4	4,6	—	—
8 лет и старше	19	6,7	1	1,1	—	—
Всего	284	100%	87	100%	29	9

Вычислим ожидаемое число умерших, приняв за стандарт повозрастные размеры летальности от изучаемой болезни, полученные как средние коэффициенты нескольких больниц за ряд лет (табл. 15).

ТАБЛИЦА 15

*Вычисление стандартизованных коэффициентов летальности*

Возраст больных	Число больных		Стандарт летальности	Ожидаемое количество умерших	
	1-я больница	2-я больница		1-я больница	2-я больница
0—6 мес.	46	15	12,0	$\frac{46 \cdot 12}{100} = 5,52$	$\frac{15 \cdot 12}{100} = 1,80$
6—12 »	63	28	7,3	$\frac{63 \cdot 7,3}{100} = 4,60$	$\frac{28 \cdot 7,3}{100} = 2,04$
1—2 года	95	29	5,6	5,32	1,62
2—3 »	29	7	1,7	0,49	0,12
3—4 »	16	3	1,4	0,22	0,04
4—7 лет	16	4	0,7	0,11	0,03
8 лет и старше	19	1	0,5	0,10	0,01
Всего	284	87	5,8	16,36	5,66

Следовательно, стандартизованные коэффициенты летальности в нашем примере равняются:

$$\text{для первой больницы} - \frac{29 \cdot 5,8}{16,36} = 10,3;$$

$$\text{для второй больницы} - \frac{9 \cdot 5,8}{5,66} = 9,2.$$

Соотношение стандартизованных коэффициентов  $\frac{10,3 \cdot 100}{9,2} = 112,0\%$ .

При условии равенства возрастного состава больных коэффициент летальности в первой больнице был бы на 12% выше, чем во второй. Следовательно, можно полагать, что качество лечебной работы в этой больнице хуже, чем во второй. Равенство коэффициентов летальности в больницах вызвано разницей возрастного состава детей, лечившихся в этих больницах, что и скрадывало различия в качестве их лечебной работы.

Подобным же образом следует исчислять стандартизованные коэффициенты летальности и в отношении ряда других факторов, которые могут влиять на размеры летальности.

## Глава V

### ВАРИАЦИОННЫЙ РЯД И СРЕДНИЕ ВЕЛИЧИНЫ

**Вариационный ряд.** Кроме относительных величин (коэффициентов), характеризующих частоту (интенсивность), либо состав изучаемого явления, статистические совокупности с их количественной стороны могут быть охарактеризованы при помощи средних величин.

При изучении физического развития населения, закономерностей течения различных процессов в здоровом и больном организме, для оценки эффективности лекарственных препаратов и решения целого ряда других задач используются средние величины.

Средние величины получаются из рядов распределения (вариационных рядов). В таком ряду количественно изменяющийся признак носит название варьирующего, а отдельные его количественные выражения называются вариантами. Числа, показывающие, как часто встречается та или иная варианта в составе данного ряда, носят название частот. Ряд, в котором сопоставлены варианты и соответствующие этим вариантам частоты и который, следовательно, показывает распределение изучаемой совокупности по величине какого-либо варьирующего признака, носит название вариационного ряда (распределение призывников по росту, новорожденных по весу и т. п.).

В качестве примера вариационного ряда приводим распределение больных по числу простудных заболеваний за год (табл. 16). В этом примере вариантами являются числа заболеваний, а частотами — числа, показывающие, как часто встречались больные с данным количеством заболеваний. Будем обозначать варианты буквой  $v$ , частоты —  $p$ , а сумму всех частот (общее число наблюдений) —  $n$  (табл. 17).

ТАБЛИЦА 16

*Распределение больных по числу простудных заболеваний за год*

Число заболеваний	Число больных
0	15
1	46
2	91
3	162
4	110
5	95
6	82
7	41
Итого	642

ТАБЛИЦА 17

*Распределение по росту обследованной группы девочек 14 лет. Непрерывный вариационный ряд*

Рост в см $v$	Число детей $p$
133,0—136,9	3
137,0—140,9	15
141,0—144,9	17
145,0—148,9	41
149,0—152,9	52
153,0—156,9	42
157,0—160,9	18
161,0—164,9	5
165,0—168,9	4
Всего	$n = 197$

В рассмотренном примере варианты выражены в виде целых п р е р ы в н ы х (дискретных) чисел; в других вариационных рядах значения вариант могут быть выражены дробными числами. Такие ряды носят название н е п р е р ы в н ы х. Для того, чтобы не приводить все варианты, прибегают к объединению вариант в группы по их величине в пределах определенного интервала. Так, например, распределение одной обследованной группы 14-летних девочек в г. Харькове по росту представлялось в следующем виде (табл. 17). В этом ряду варианты роста девочек сгруппированы с интервалом в 4 см. В первом



интервале находятся все варианты, величина которых равняется любому числу от 133,0 до 136,9 см включительно, во втором интервале сгруппированы варианты от 137,0 до 140,9 см и т. д. При различных вычислениях за величину варианты в каждом таком интервале принимают центральную варианту, т. е. середину интервала, равную полусумме начальных значений двух соседних интервалов:

$$\frac{133 + 137}{2} = 135 \text{ см,}$$

$$\frac{137 + 141}{2} = 139 \text{ см и т. д.}$$

Вариационный ряд, составленный из дискретных чисел, также может быть представлен в сгруппированном виде (табл. 18).

В прерывных рядах центральная варианта (середина интервала) определяется как полусумма начального и конечного значений данного интервала. Например, для группы 5—7 заболеваний центральная варианта равна  $\frac{5+7}{2} = 6$ .

Разность между наибольшей и наименьшей вариантой вариационного ряда называется *размахом*, или *амплитудой*. В ряду распределения больных по числу заболеваний за год амплитуда составляет  $7 - 0 = 7$  случаев; в ряду распределения 14-летних девочек по росту амплитуда —  $169 - 133 = 36$  см.

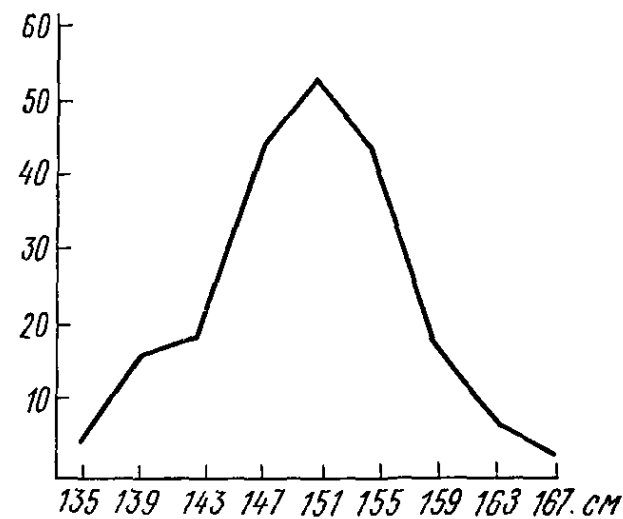


Рис. 2. Распределение по росту 197 14-летних девочек г. Харькова.

По оси абсцисс — рост, по оси ординат — число наблюдений.

Характерной особенностью частот вариационного ряда является их симметричное распределение как результат случайной вариации. Наибольшее количество частот в таком ряду соответствует варианту, близкой по размерам к средней величине, а по обе стороны от этой варианты частоты постепенно уменьшаются. Распределение девочек по величине роста — типичный пример такой вариации, ибо для одного возраста при сходных условиях среды различие в росте отдельных индивидуумов определяется рядом случайных обстоятельств. Графическое изображение этого распределения, как видно из рис. 2, хорошо согласуется с теоретической кривой так называемого нормального распределения (см. рис. 3 на стр. 67).

Определение того, в какой мере в каждом отдельном случае вариацию можно считать случайной, должно производиться при помощи

ТАБЛИЦА 18

Распределение больных по числу простудных заболеваний. Прерывный вариационный ряд

Число заболеваний <i>v</i>	Число больных <i>p</i>
0—2	152
3—4	272
5—7	218
Всего	<i>n</i> = 642

специальных наук, изучающих данную область явлений, и не может быть сделано только статистическим путем.

Общая характеристика каждого вариационного ряда обычно может быть дана при помощи двух величин, иначе параметров вариационного ряда — средней арифметической и среднего квадратического отклонения.

**Вычисление средней арифметической.** Для того, чтобы по данным табл. 16 узнать среднее число заболеваний на одного больного, требуется вычислить, сколько было заболеваний у всех больных и полученное число разделить на количество больных. Перемножим варианты ( $v$ ) на соответствующие им частоты ( $p$ ), полученные произведения суммируем ( $\sum vp$ )<sup>1</sup> (табл. 19) и сумму разделим на общее количество частот (т. е. число наблюдений —  $n$ ). В результате получаем среднюю арифметическую<sup>2</sup> —  $\bar{x} = \frac{\sum vp}{n}$ .

ТАБЛИЦА 19

*Вычисление средней арифметической.  
Прерывный ряд*

Число простудных заболеваний $v$	Число больных $p$	$vp$
0	15	0
1	46	46
2	91	182
3	162	480
4	110	440
5	95	475
6	82	492
7	41	287
Всего	$n = 642$	$\sum vp = 2408$

Итак,  $\sum vp = 2408$ , а  $\bar{x} = \frac{2408}{642} = 3,8$  т. е. в среднем на одного больного приходилось 3,8 заболевания.

Точно так же вычисляется  $\bar{x}$  и для ряда с непрерывными вариантами. В этом случае  $v$  — центральные варианты каждого интервала. Расчет средней арифметической роста 14-летних девочек приведен в табл. 20.

Средний рост  $\bar{x} = \frac{29\ 655}{197} = 150,5$  см.

Вычисленные таким образом средние арифметические называются взвешенными, так как варианты участвуют в общей сумме не однократно, а как бы взвешиваются по числу соответствующих им частот. Делается это так для того, чтобы учесть значения всех вариантов, встречающихся в ряду распределения.

<sup>1</sup>  $\Sigma$  (прописная греческая буква сигма) обозначает суммирование.

<sup>2</sup> В литературе можно встретить и другое обозначение средней арифметической —  $M$  (Media). В свете современных представлений предпочтительнее обозначать среднюю через  $\bar{x}$  или  $\bar{X}$ .

Вычисление средней арифметической.  
Непрерывный ряд

Рост в см	Центральная варианта $v$	Число детей $p$	$vp$
133,0—136,9	135,0	3	405
137,0—140,9	139,0	15	2085
141,0—144,9	143,0	17	2431
145,0—148,9	147,0	41	6027
149,0—152,9	151,0	52	7852
153,0—156,9	155,0	42	6510
157,0—160,9	159,0	18	2862
161,0—164,9	163,0	5	815
165,0—168,0	167,0	4	668
Всего	—	$n = 197$	$\Sigma vp = 29\ 655$

В тех случаях, когда частоты всех вариантов равны единице, можно вычислить простую среднюю арифметическую  $\bar{x} = \frac{\Sigma v}{n}$ . Так, например, в СССР родилось детей (в тысячах) в 1965 г. — 4253,1, в 1966 г. — 4241,6, в 1967 г. — 4093,1. Среднее годовое количество родившихся за эти годы было равно:

$$\bar{x} = \frac{4253,1 + 4241,6 + 4093,1}{3} = \frac{12\ 593,8}{3} = 4197,9 \text{ тыс. чел.}$$

Простая средняя арифметическая в сущности представляет собой ту же взвешенную с той лишь разницей, что частоты всех вариантов равняются единице.

Вычисление средней арифметической по приведенной выше формуле при большом числе частот и вариантов несложная, но довольно кропотливая работа. Существует более простой способ вычисления. Он основан на том, что алгебраическая сумма отклонений отдельных вариантов вариационного ряда от средней арифметической равна нулю. Отклонением называется разность между вариантом ряда и его средней. Так, в примере, приведенном в табл. 19, среднее число заболеваний составило 3,8; следовательно, отклонение от средней для группы больных с одним заболеванием составляло  $1 - 3,8 = -2,8$ , для группы с двумя заболеваниями соответственно  $2 - 3,8 = -1,8$  и т. д.

Обычно отклонение обозначается  $d$  (*differentia*),  $d = v - \bar{x}$ .

Сумма всех отклонений от средней арифметической равняется нулю  $\Sigma d = 0$ , так как средняя потому и является средней, что отклонения отдельных вариантов от нее взаимно уравниваются: отклонения в одну сторону (со знаком минус) компенсируются отклонениями в другую сторону (со знаком плюс), т. е.  $\Sigma (-d) = \Sigma (+d)$ .

Упрощенное вычисление взвешенной средней арифметической показано в табл. 21.

За условную среднюю ( $A$ ) принята центральная варианта интервала с наибольшей частотой, т. е. середина интервала 149—152,9 см. Эта варианта равна 151 см.

Вычисление средней арифметической, среднего квадратического отклонения  
и медианы роста 14-летних девочек.  
Упрощенный способ

Рост детей в см $\gamma$	Число детей $p$	Отклонения от условной сред- ней в единицах интервала $a$	$pa$	$pa^2$	Начетный ряд для вычисления медианы
133,0—136,9	3	—4	—12	48	3
137,0—140,9	15	—3	—45	135	18
141,0—144,9	17	—2	—34	68	35
145,0—148,9	41	—1	—41	41	76
149,0—152,9	52	0	0	0	128
153,0—156,9	42	1	42	42	170
157,0—160,9	18	2	36	72	188
161,0—164,9	5	3	15	45	193
165,0—168,9	4	4	16	64	197
Всего	$n=197$	—	$\Sigma pa = -23$	$\Sigma pa^2 = 515$	—

Можно было бы взять и любой другой интервал, однако технически удобнее брать тот, который включает большее количество частот и находится ближе к середине ряда. Для еще большего упрощения разность между двумя соседними интервалами принимают равной единице (допускаемую ошибку впоследствии, разумеется, надо исправить). Благодаря указанному приему отклонения от условной средней ( $a$ ) для каждого интервала легко записать: в сторону меньших значений вариант эти отклонения будут с отрицательным знаком, в сторону больших вариант — с положительным (графа 3 табл. 21). Отклонения умножаются на соответствующие частоты (графа 4) и эти произведения суммируются с учетом знака. Получаем величину суммы  $\Sigma pa$ , которую делим на общее число наблюдений ( $n$ ):  $\frac{-23}{197} = -0,12$  и умножаем на подлинную величину интервала ( $\gamma$ ), ранее принятую за единицу. В данном случае это число —4. Величина  $(-0,12) \times 4 = -0,48$  и показывает, на сколько условная средняя отличается от действительной средней арифметической ряда. Прибавив  $(-0,48)$  к условной средней 151,0 см, получаем среднюю арифметическую  $\bar{x} = 151,0 + (-0,48) = 150,5$  см, т. е. ту же величину, что была получена ранее путем более трудоемкой арифметической работы (табл. 20).

Используя указанные в тексте условные обозначения, можно написать формулу для вычисления средней арифметической в общем виде:

$$\bar{x} = A + \frac{\gamma \Sigma pa}{n}.$$

Применение этой формулы возможно при условии, что все интервалы вариационного ряда равные.

Кроме средней арифметической, в санитарной статистике применяются средняя геометрическая и средняя гармоническая.

**Средняя геометрическая** вычисляется тогда, когда изменение членов данного статистического ряда происходит в соответствии с геометрической прогрессией (увеличение численности населения в период между двумя переписями, результаты титрования вакцин, темпы роста и прироста динамического ряда и т. п.). Формула для определения средней геометрической следующая:

$$\bar{x}_{\text{геом}} = \sqrt[n]{v_1 \cdot v_2 \cdot v_3 \dots v_n},$$

т. е. корень степени  $n$  (где  $n$  равно числу членов ряда) из произведения всех членов ряда ( $v$ ). Вычисление средней геометрической производится при помощи логарифмов:

$$\lg \bar{x}_{\text{геом}} = \frac{\lg v_1 + \lg v_2 + \lg v_3 + \dots + \lg v_n}{n},$$

т. е. логарифм средней геометрической равен сумме логарифмов всех членов ряда, деленной на их число.

Взвешенная средняя геометрическая  $\bar{x}_{\text{геом}} = \sqrt[n]{v_1^{p_1} \cdot v_2^{p_2} \cdot v_3^{p_3} \dots v_n^{p_n}}$ , т. е. корню степени  $n$  ( $n = \sum p$ ) из произведения вариантов ( $v$ ), каждая из которых возведена в степень, соответствующую ее частоте ( $p$ ). Вычисление также производится при помощи логарифмов:

$$\lg \bar{x}_{\text{геом}} = \frac{p_1 \lg v_1 + p_2 \lg v_2 + p_3 \lg v_3 + \dots + p_n \lg v_n}{n}.$$

Вычислив  $\lg \bar{x}_{\text{геом}}$  путем потенцирования, определяем величину средней геометрической.

Средняя геометрическая применяется, в частности, в микробиологических исследованиях для обработки результатов титрования токсинов, вакцин при проведении испытаний на животных. Вычисление средней геометрической показано на примере, заимствованном из книги И. П. Ашмарина и А. А. Воробьева «Статистические методы в микробиологических исследованиях» (М., 1962, стр. 14).

ТАБЛИЦА 22

Вычисление средней геометрической

№ опыта	Содержание антитоксина в крови (в АЕ) ( $v$ )	$\lg v$	№ опыта	Содержание антитоксина в крови (в АЕ) ( $v$ )	$\lg v$
1	0,050	2,69897	9	0,015	2,17609
2	0,050	2,69897	10	0,250	1,39794
3	0,025	2,39794	11	0,100	1,00000
4	0,025	2,39794	12	0,100	1,00000
5	0,015	2,17609	13	0,250	1,39794
6	0,010	2,00000	14	0,250	1,39794
7	0,050	2,69897	15	0,075	2,87506
8	0,075	2,87506	16	0,075	2,87506

$$\Sigma \lg v = 20,06397 = -19,93603$$

$$\lg \bar{x}_{\text{геом}} = \frac{\Sigma \lg v}{n} = \frac{-19,93603}{16} = -1,24600 = 2,75400,$$

$$\text{откуда } \bar{x}_{\text{геом}} = 0,05675$$

Определялось содержание антитоксина в крови людей через 22 дня после внутримышечного введения адсорбированного столбнячного анатоксина. Определение концентрации антитоксина производилось на белых мышах по принятой методике. Результаты определения и методика вычисления средней геометрической приведены в табл. 22.

Можно было приведенные выше данные предварительно сгруппировать, как это сделано в табл. 23, и вычислить взвешенную среднюю геометрическую.

ТАБЛИЦА 23

Вычисление взвешенной средней геометрической

$v$	$p$	$\lg v$	$p \lg v$
0,010	1	2,00000	2,00000
0,015	2	2,17609	4,35218
0,025	2	2,39794	4,79588
0,050	3	2,69897	4,09691
0,075	3	2,87506	4,62518
0,100	2	1,00000	2,00000
0,250	3	1,39794	2,19382

$$\Sigma p \lg v = \overline{20,06397} = -19,93603$$

$$\lg \bar{x}_{\text{геом}} = \frac{-19,93603}{16} = -1,24600 \text{ или } \overline{2,75400}, \text{ а } \bar{x}_{\text{геом}} = 0,05675,$$

т. е. той же величине, что была получена ранее из несгруппированного вариационного ряда.

**Средняя гармоническая.** Если вариационный ряд представлен дробями, т. е. варианты ряда находятся в знаменателе, вычисляется средняя гармоническая:  $\bar{x}_{\text{гарм}} = \frac{n}{\sum \frac{1}{v}}$ . Как известно (пример заимствован

из книги Б. С. Бессмертного и М. Н. Ткачевой «Статистические методы в эпидемиологии». М., 1961, стр. 55), для установления степени бактериального загрязнения воды применяется коли-титр (разведение воды, при котором обнаруживается *V. coli*). Пусть проделаны три исследования и получены следующие результаты:

$$\frac{1}{0,25a}, \frac{1}{a} \text{ и } \frac{1}{4a}.$$

Средняя гармоническая в этом случае равняется:

$$\bar{x}_{\text{гарм.}} = 3 : \left( \frac{1}{0,25a} + \frac{1}{a} + \frac{1}{4a} \right) = 3 : \frac{21}{4a} = \frac{12a}{21} = 0,57a$$

Для определения взвешенной средней гармонической применяется формула:

$$\bar{x}_{\text{гарм.взвеш}} = \frac{n}{\sum \frac{p}{v}}.$$

**Медиана и мода.** Вариационный ряд, кроме средней арифметической, может быть охарактеризован еще двумя величинами — медианой и модой.

Модой (обозначается  $M_o$ ) называется та варианта, которой соответствует наибольшее количество частот вариационного ряда. По данным табл. 20, мода находится в интервале роста 149,0 — 152,9, так как именно этот рост имеет наиболее многочисленная группа школьников. С некоторым приближением можно принять моду равной середине этого интервала, т. е.  $M_o = 151,0$  см.

В санитарной статистике применение моды довольно ограничено. Модой можно пользоваться для оценки средней длительности заболеваний, особенно при малом количестве больных данной болезнью. В этом случае несколько больных с особо длинными или очень короткими сроками лечения окажут значительное влияние на величину средней арифметической величины, если воспользоваться ею для определения средней длительности заболевания. Здесь мода, т. е. обычная длительность заболевания, окажется более полезной для практического использования.

Медианой (обозначается  $M_e$ ) называется варианта, делящая вариационный ряд на две равные половины, т. е. та варианта, меньше которой имеют размеры половина частот.

В примере из табл. 21 медианой должен быть такой рост, меньше которого рост  $\frac{197}{2} = 99$  девочек и больше которого рост 99 девочек.

Медиана вычисляется при помощи так называемого начетного ряда, показанного в графе 6 табл. 21.

Начетный ряд получают путем последовательного суммирования частот, расположенных в графе 2 той же таблицы. Из этого ряда видно, что ростом, меньшим 149,0 см, обладали 76 девочек, т. е. меньше половины всех детей данной группы, а ростом, меньшим 153,0 см (начало следующего интервала), обладали уже 128 девочек, т. е. больше половины их общего количества.

Очевидно, медиана ряда (меньше которой рост 99 девочек) находится где-то в пределах интервала 149,0 — 152,9 см. Полагая, что распределение частот внутри интервала более или менее равномерно, считаем, что если при увеличении роста на 4 см (величина интервала) количество частот в начетном ряду возрастает на 52, то при увеличении частот на 23 (99 — 76), варианта роста увеличивается на  $x$  сантиметров. Отсюда  $x = \frac{4 \cdot 23}{52} = 1,77$  см, т. е. медиана  $M_e = 149,0$  см + + 1,77 см = 150,77 см.

Медиана применяется в санитарной статистике относительно редко. С помощью медианы определяется, например, так называемая вероятная продолжительность предстоящей жизни в таблицах смертности. С использованием медианы следует вычислять средний радиус удаленности отдельных селений от сельского врачебного участка, когда надлежит учитывать не только расстояние, но и число жителей, живущих на данном расстоянии от врачебного участка. Применение средней арифметической в этих случаях дает неправильное пред-

ставление о степени приближенности медицинской помощи к населению.

Для иллюстрации рассмотрим следующие примерные данные об отдаленности населенных пунктов от сельского врачебного участка (табл. 24).

ТАБЛИЦА 24

*Распределение населенных пунктов по числу жителей и расстоянию от сельского врачебного участка*

№ населенного пункта	Расстояние от сельского врачебного участка в км ( $v$ )	Количество жителей ( $p$ )	$vp$	Начетный ряд
1	0	1104	0	1104
2, 3, 4, 5	4	2914	11 656	4018
6	6	721	4 326	4739
7	12	909	10 908	5648
Всего	—	5648	26 890	—

Средняя арифметическая вариационного ряда  $\bar{x} = \frac{26890}{5648} = 4,8$  км.

Однако легко заметить, что на величину средней арифметической в данном случае сильно влияют числа, относящиеся к селению № 7, отдаленному от врачебного участка на 12 км, но имеющему малое число жителей.

Произведем вычисление медианы, т. е. определим расстояние от врачебного участка, ближе которого живет половина населения:  $5648 : 2 = 2824$  человека.

Как видно из графы 5, на расстоянии менее 4 км живет 4018 человек, а в самом пунктоном селении (расстояние равно нулю) 1104 человека. Следовательно, при увеличении расстояния на 4 км число начетного ряда увеличивается на 2914. Необходимо определить величину, в результате прибавления которой к 1104 начетный ряд увеличится не на 2914, а на  $2824 - 1104 = 1720$ . Отсюда  $x = \frac{4 \cdot 1720}{2914} = 2,4$ .

Так как верхнему числу начетного ряда соответствовало расстояние 0 км, то  $Me = 0 + 2,4 = 2,4$  км. Медиана дала более точное выражение величины средней приближенности медицинской помощи к населению, чем средняя арифметическая.

Основным отличием медианы и моды от средней арифметической является то, что на их размеры не оказывает влияния величина крайних значений вариант, имеющих в вариационном ряду, тогда как при определении средней арифметической принимаются во внимание значения всех вариант.

Применение  $Me$  и  $Mo$  особенно целесообразно в асимметричных вариационных рядах.

Между средней арифметической ( $\bar{x}$ ), медианой ( $Me$ ) и модой ( $Mo$ ) существуют определенные соотношения, позволяющие определять



каждую из этих величин, если известны числовые значения двух других. Соотношения эти таковы:

$$\bar{x} = \frac{3Me - Mo}{2}; \quad Me = \frac{Mo + 2\bar{x}}{3}; \quad Mo = 3Me - 2\bar{x}.$$

**Злоупотребление средними величинами и борьба с ним.** Средние величины широко применялись К. Марксом и В. И. Лениным.

В то же время именно В. И. Ленин дал резкий отпор злоупотреблению средними, которое было свойственно в свое время земской статистике и встречается иногда и в советский период.

Так, например, В. И. Ленин писал: «Не смешно ли брать «средний» размер аренды (12 десятин на арендуемый двор...), — складывая вместе крестьян, из которых один берет 2 десятины за безумную цену (15 руб.), очевидно, из крайней нужды, на разорительных условиях, а другой берет 48 десятин, сверх достаточного количества своей земли, «покупая» землю *оптом* несравненно дешевле, по 3,55 руб. за десятину?»<sup>1</sup>.

В другом месте, критикуя земского статистика Щербину, В. И. Ленин писал: «Вся обработка бюджетных данных у г. Щербины сводится к одному сплошному и невероятному злоупотреблению «средними величинами»<sup>2</sup>. Вместо общих «огульных» средних В. И. Ленин рекомендовал пользоваться средними для отдельных однородных групп. В. И. Ленин критиковал «злоупотребление средними величинами», а не самое применение их. Для того, чтобы разобраться в этом, надо ясно представить себе значение средней.

Средняя может дать характеристику коллектива, состоящего из единиц, одинаково обладающих основным качественным признаком, но имеющих различное количественное выражение этого признака. Когда варьирующие величины признака для однородных коллективов обобщены при помощи средних, можно производить сравнение таких коллективов.

Каждая средняя величина может характеризовать коллектив только в отношении какого-либо одного качественного признака. Поэтому для каждого коллектива может быть выведено столько средних, сколько этот коллектив имеет количественно варьирующих качественных признаков. Так, например, для коллектива рабочих какого-либо завода можно вывести средние величины заработной платы, производительности труда, можно высчитать для этого же коллектива средние величины роста, веса, среднюю длительность потери трудоспособности в результате заболеваний и т. п. Вопрос же о том, какой качественный признак следует считать «определяющим», имеется ли он у данного коллектива и является ли данный коллектив однородным в этом отношении, решается не статистическим путем, а при помощи качественного анализа природы данного коллектива.

Злоупотребление средними заключается главным образом в том, что среднюю пытаются высчитать в отношении того качественного

<sup>1</sup> Ленин В. И. Полн. собр. соч., изд. 5, т. 3, с. 73.

<sup>2</sup> Там же, с. 162.

признака, который не является общим для всех индивидуумов данной совокупности, либо в том, что изучением средних пытаются подменить изучение структуры коллектива.

Если производится вычисление средней для разнородной совокупности, которая не является статистическим коллективом, то в результате получается фиктивное число, никак не характеризующее искусственно созданный коллектив.

Таким «фиктивным» коллективом являлось крестьянство в работах земских статистиков и, естественно, «фиктивными» средними были все вычисляемые для него средние величины. Именно этими средними величинами и пользовались народники.

Крестьянство превращалось народниками в «статистическую совокупность» путем сложения в общую сумму сельских капиталистов, самостоятельных мелких товаропроизводителей и сельского пролетариата (батраков). «Получаемые от такого сложения «средние», — писал В. И. Ленин, — *затушевывают разложение* (крестьянства — А. М.) и являются потому чисто фиктивными»<sup>1</sup>.

Критикуя народников и противопоставляя свои исследования их работам, В. И. Ленин разделял крестьянство на однотипные группы (зажиточная, средняя, бедная) и вычислял средние для каждой из этих групп. Применявшиеся В. И. Лениным средние не «затушевывали разложение крестьянства», а наоборот, подтверждали это разложение, наличие которого было доказано В. И. Лениным на основе конкретного экономического анализа.

Отсюда следует, что средние могут вычисляться лишь для однотипных (однородных) коллективов, так как только в этом случае они действительно характеризуют коллектив. В тех случаях, когда изучаемая совокупность не является однотипной, необходимо, если это возможно, разбить ее на однотипные группы и пользоваться средними только для этих групп или вообще отказаться от применения средних.

Точно так же обстоит дело и в отношении подмены средними изучения структуры коллектива. Для характеристики распределения частот внутри коллектива одной средней недостаточно и для получения такой характеристики необходимо пользоваться другими методами.

В санитарной статистике капиталистических стран «фиктивные» средние нашли достаточно широкое применение. К ним следует отнести «средние» коэффициенты заболеваемости, смертности, рождаемости и т. п. для всего населения капиталистической страны или города в целом. К ним же надо отнести и «средние» показатели обеспеченности жилой площадью, калорийности продуктов питания населения капиталистических стран и т. п.

Коэффициенты рождаемости или смертности, так же как и все остальные, различны у разных общественных классов, и средний коэффициент для всего населения не характеризует действительный уровень явления, присущий буржуазии, пролетариату или промежуточной группе. Естественно, что такой коэффициент, не отражая

---

<sup>1</sup> Ленин В. И. Полн. собр. соч., изд. 5, т. 3, с. 94.

свойства какого-либо одного конкретного класса, является средним числом, абстрагированным от имеющих место в капиталистическом обществе классовых различий. Такие показатели часто используются буржуазной статистикой для прикрытия противоречий капиталистического общества для того, чтобы скрыть губительное влияние капитализма на народное здоровье.

Такую же «осредненную» величину представляют собой и показатели физического развития, выводимые без разделения населения капиталистических стран на основные социальные группы.

Буржуазная статистика стремится создать видимость однотипных групп при выведении таких показателей; она, как правило, тщательно разбивает население по возрастно-половым и расово-национальным признакам, но при этом обычно оставляет в стороне социальную группировку, хотя социальная среда является одним из важнейших факторов, определяющих физическое развитие. В результате эти показатели препятствуют выявлению результатов капиталистической эксплуатации пролетариата и трудового крестьянства и не дают правильной ориентировки в вопросах физического развития населения капиталистических стран.

Соответственно этому почти все публикуемые буржуазной статистикой материалы о санитарном состоянии населения следует принимать и использовать с осторожностью.

Огульные (фиктивные) средние, однако, иногда встречаются и в практике работы отдельных советских учреждений здравоохранения. Так, например, главный врач больницы, представляющий в своем отчете благоприятные показатели летальности и средней длительности лечения больных в целом по больнице как критерий успешного лечения, не приводя при этом аналогичных данных по отдельным болезням или группам их, неправильно применяет средние. Общий благоприятный для больницы показатель летальности мог явиться результатом того, что в составе больных преобладали лица с нетяжелыми заболеваниями. Только разделение больных данной болезнью по степени тяжести и оценка итогов лечения каждой из групп отдельно покажет в этом случае, действительно ли хорошо использует больница современные достижения медицинской науки.

Точно так же заведующий здравотделом, интересующийся только средними данными о работе учреждений здравоохранения по области или городу в целом, может за благополучными средними числами не заметить плохо работающие медицинские учреждения.

Подлинное значение средних в санитарной статистике не меньше, чем во всех остальных отраслях статистики, и вопрос о правильном применении и интерпретации средних величин имеет первостепенное значение.

Огульная средняя не является научной потому, что величина ее является результатом совокупного влияния различных, часто неопределенных и не всегда известных условий.

Групповые средние потому и становятся научными, что основные определяющие их условия известны благодаря правильно проведенной группировке. Правильное сочетание метода средних чисел и

метода группировок делает применение средних чисел научным методом.

**Среднее квадратическое отклонение.** Вторым параметром вариационного ряда (величиной, характеризующей вариационный ряд) является среднее квадратическое отклонение, обозначаемое  $\sigma$  (греческая малая сигма).

ТАБЛИЦА 25

Вычисление среднего квадратического отклонения

Рост в см	Центральная варианта ( $v$ )	Число детей ( $p$ )	Отклонение центральных вариант от средней ( $d = v - x$ )	Квадраты отклонений $d^2$	$pd^2$
133,0—136,9	135,0	3	—15,5	240,25	720,75
137,0—140,9	139,0	15	—11,5	132,25	1983,75
141,0—144,9	143,0	17	—7,5	56,25	956,25
145,0—148,9	147,0	41	—3,5	12,25	502,25
149,0—152,9	151,0	52	+0,5	0,25	13,00
153,0—156,9	155,0	42	+4,5	20,25	850,50
157,0—160,9	159,0	18	+8,5	72,25	1300,50
161,0—164,9	163,0	5	+12,5	156,25	781,25
165,0—168,9	167,0	4	+16,5	272,25	1089,00
Всего		197	—	—	8197,25

Среднее квадратическое отклонение равняется квадратному корню из суммы произведений частот вариационного ряда на квадраты отклонений вариант от средней арифметической, деленной на число частот:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum pd^2}{n}}$$

Используем данные о распределении девочек по росту из ранее приведенного примера (стр. 52) и вычислим  $\sigma$  (табл. 25). Средняя арифметическая этого вариационного ряда  $x = 150,5$  см. Отклонения центральных вариантов от средней, следовательно, равны:  $135 - 150,5 = -15,5$ ;  $139 - 150,5 = -11,5$  и т. д. (графа 4 табл. 25). В графе 5 приведены квадраты этих отклонений, т. е.  $(-15,5)^2 = 240,25$ ;  $(-11,5)^2 = 132,25$  и т. д. В последней графе записаны произведения частот на квадраты отклонений и их сумма. Подставляя соответствующие числа в формулу

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum pd^2}{n}}, \text{ получим } \sigma = \sqrt{\frac{8197,25}{197}} = 6,44 \text{ см.}$$

Более правильно в знаменателе подкоренного выражения ставить не  $n$ , а  $n - 1$ . При достаточно большом количестве наблюдений уменьшение знаменателя на 1 не сказывается сколько-нибудь существенно на результате, так как после всех вычислений изменяется только величина второго или даже третьего десятичного знака. Однако при малом числе наблюдений (примерно 30 и менее), что почти всегда имеет место при статистической обработке клинических и лабораторно-

экспериментальных материалов, это уточнение имеет значение. В этих

$$\text{случаях } \sigma = \sqrt{\frac{\sum pa^2}{n-1}}.$$

Описанный непосредственный способ вычислений требует большой вычислительной работы. Более простой способ вычисления  $\sigma$  сходен с упрощенным методом вычисления средней арифметической. Не останавливаясь на математическом обосновании этого метода, возьмем для примера данные табл. 21, четыре первые графы которой были уже использованы для вычисления средней упрощенным способом. Графа 5 этой таблицы включает в себе произведения квадратов отклонений от условной средней на соответствующие частоты, и получается путем перемножения чисел в графах 3 и 4 ( $a \cdot pa = pa^2$ ). Сумма этих произведений, как видно из табл. 21,  $\sum pa^2 = 515$ . Теперь в нашем распоряжении имеются все необходимые данные для расчета среднего квадратического отклонения сокращенным способом.

Формула такова:  $\sigma = \gamma \sqrt{\frac{\sum pa^2}{n} - \left(\frac{\sum pa}{n}\right)^2}$ . Подставляем полученные данные в формулу:

$$\sigma = \gamma \sqrt{\frac{\sum pa^2}{n} - \left(\frac{\sum pa}{n}\right)^2} = 4 \sqrt{2,6142 - 0,0144} = 4 \times 1,61 = 6,44 \text{ см},$$

т. е. тому же числу, которое было получено раньше в результате более кропотливых вычислений.

#### Вычисление среднего квадратического отклонения по амплитуде.

Если отсутствуют необходимые исходные данные для вычисления среднего квадратического отклонения обычным путем, может быть использован приближенный способ вычисления  $\sigma$  по амплитуде вариационного ряда. Как указывалось выше, амплитудой ряда называется разность между наибольшей и наименьшей вариантами ( $v_{\max} - v_{\min}$ ).

Среднее квадратическое отклонение, исчисленное по амплитуде, несколько отличается по величине от  $\sigma$ , вычисленной обычными способами. Различие это тем больше, чем больше число наблюдений, использованных для составления вариационного ряда. Поэтому определение среднего квадратического отклонения по амплитуде более целесообразно производить преимущественно при ориентировочных расчетах. Вычисление производится по формуле:

$$\sigma = \frac{ampl}{k} = \frac{v_{\max} - v_{\min}}{k},$$

где *ampl* — амплитуда, *k* — коэффициент, соответствующий числу наблюдений. Определяется *k* по специальной вспомогательной таблице, исчисленной С. И. Ермолаевым (табл. 26). Приводим эту таблицу, заимствованную у Н. А. Толоконцева<sup>1</sup>.

В этой таблице числа *n* в первом вертикальном столбце означают десятки, а в первой горизонтальной строке — единицы наблюдений,

<sup>1</sup> Толоконцев Н. А. Вычисление среднего квадратического отклонения по размаху, сравнение с общепринятыми методами. Тезисы докладов 3-го совещания по применению математических методов в биологии. Л., 1961, с. 84.

например, для числа наблюдений 87 ( $n = 87$ )  $k = 4,91$ , а для  $n = 18$   $k = 3,64$ .

ТАБЛИЦА 26

Значения  $k$  для вычисления среднего квадратического отклонения ( $\sigma$ ) по амплитуде

$n$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0	—	—	1,13	1,09	2,06	2,33	2,53	2,70	2,85	2,97
10	3,08	3,17	3,26	3,34	3,41	3,47	3,53	3,59	3,64	3,69
20	3,73	3,78	3,82	3,86	3,90	3,93	3,96	4,00	4,03	4,06
30	4,09	4,11	4,14	4,16	4,19	4,21	4,24	4,26	4,28	4,30
40	4,32	4,34	4,36	4,38	4,40	4,42	4,43	4,45	4,47	4,48
50	4,50	4,51	4,53	4,54	4,56	4,57	4,59	4,60	4,61	4,63
60	4,64	4,65	4,66	4,68	4,69	4,70	4,71	4,72	4,73	4,74
70	4,75	4,77	4,78	4,79	4,80	4,81	4,82	4,83	4,83	4,84
80	4,85	4,86	4,87	4,88	4,89	4,90	4,91	4,91	4,92	4,93
90	4,94	4,95	4,96	4,96	4,97	4,98	4,99	4,99	5,00	5,01
$n$	100	200	300	400	500	600	700	800	900	1000
$k$	5,02	5,49	5,76	5,94	6,07	6,18	6,28	6,35	6,42	6,48

Для примера, использованного в табл. 20, в котором наибольшая центральная варианта равна 167 см, наименьшая — 135 см, а  $n = 197$ , т. е. приближенно 200, среднее квадратическое отклонение, исчисленное по амплитуде, равно  $\frac{167 - 135}{5,49} = 5,83$  см. Среднее квадратическое отклонение для этого вариационного ряда, вычисленное обычным путем, дает более точную величину  $\sigma = 6,44$  см. Однако различие это не слишком велико и, если бы были известны только крайние варианты ряда, приближенное вычисление среднего квадратического отклонения по амплитуде вариационного ряда имело бы смысл.

**Значение среднего квадратического отклонения.** Средняя арифметическая характеризует одной величиной весь вариационный ряд. Однако чем больше варьируют индивидуальные значения вариантов, тем, очевидно, менее точно характеризуется вариационный ряд средней арифметической.

Ряд с большей амплитудой имеет большее среднее квадратическое отклонение (амплитуда приближенно равна  $6\sigma$ ).

Следовательно, две одинаковые средние, полученные из вариационных рядов с различной амплитудой, не в одинаковой степени характеризуют свои ряды. Та из них, которая имеет меньшее среднее квадратическое отклонение и, следовательно, получена из вариационного ряда с меньшей вариабельностью, своим размером будет больше приближаться к действительной величине значительного большинства единиц ряда.

## Распределение частот ряда при случайной вариации

Пределы	Количество частот (в %)		Пределы	Количество частот (в %)	
	внутри дан-ного предела	вне его		внутри дан-ного предела	вне его
$\bar{x} \pm 0,1\sigma$	8	92	$\bar{x} \pm 1,0\sigma$	68,0	32,0
$\bar{x} \pm 0,2\sigma$	16	84	$\bar{x} \pm 1,2\sigma$	77,0	23,0
$\bar{x} \pm 0,3\sigma$	24	76	$\bar{x} \pm 1,5\sigma$	87,0	13,0
$\bar{x} \pm 0,4\sigma$	31	69	$\bar{x} \pm 1,7\sigma$	91,0	9,0
$\bar{x} \pm 0,5\sigma$	38	68	$\bar{x} \pm 2,0\sigma$	95,5	4,5
$\bar{x} \pm 0,6\sigma$	45	55	$\bar{x} \pm 2,5\sigma$	98,8	1,2
$\bar{x} \pm 0,7\sigma$	52	48	$\bar{x} \pm 3,0\sigma$	99,7	0,3
$\bar{x} \pm 0,8\sigma$	58	42	$\bar{x} \pm 3,5\sigma$	99,95	0,05
$\bar{x} \pm 0,9\sigma$	63	37			

Предположим, что имеются два ряда чисел — первый ряд — 6, 7, 7, 9, 7, 6, средняя арифметическая этого ряда  $\bar{x}_1 = 7$ ,  $\sigma = 0,8$ ; второй ряд: 2, 2, 4, 3, 2,29 — также имеет среднюю арифметическую  $\bar{x}_2 = 7$ , но  $\sigma = 9,9$ . Первая средняя чрезвычайно близка по размерам ко всем величинам первого ряда чисел и хорошо представляет собой этот ряд; вторая же средняя значительно отличается по величине от чисел своего ряда и не может считаться хорошо характеризующей его. Если бы не были известны ряды, из которых выведены средние, такое же точно заключение можно было бы сделать, сравнивая размеры средних квадратных отклонений.

В вариационных рядах, отражающих случайную вариацию, распределение частот ряда соответствует числам, приведенным в табл. 27.

Графически эти данные изображены на рис. 3.

В рассмотренном примере распределения 14-летних девочек по росту средняя арифметическая роста  $\bar{x} = 150,52$  см, а  $\sigma = 6,44$  см; следовательно, величина роста 68%, т. е. 134 девочек, находится в пределах  $\bar{x} \pm \sigma = 150,52$  см  $\pm 6,44$  см или в пределах 144,08—156,96 см. Величины роста 95,5% (188 девочек) находятся в пределах  $\bar{x} \pm 2\sigma = 150,52 \pm 12,88$  см или от 137,64 см до 163,40 см и т. д.

Теоретическое распределение частот может быть применено врачом для ряда практических целей. Так, например, при определении потребности в тех или иных размерах школьной мебели и т. п., зная величины  $\bar{x}$ ,  $\sigma$  и численность школьников, можно установить примерное число необходимых размеров парт.

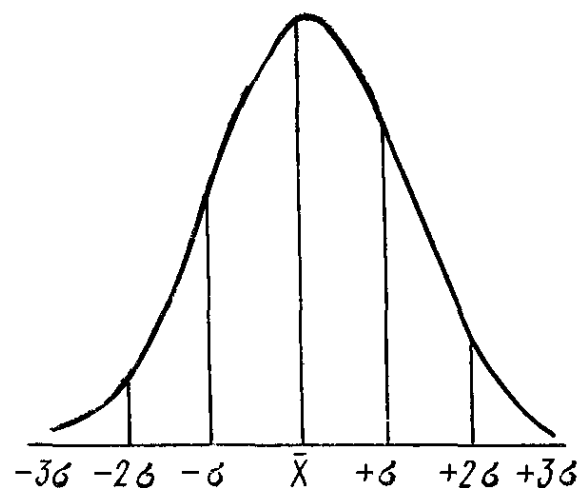


Рис. 3. Теоретическое распределение частот вариационного ряда в интервалах  $\bar{x} \pm \sigma$ ,  $\bar{x} \pm 2\sigma$ ,  $\bar{x} \pm 3\sigma$

Например, требуется определить, сколько из 2000 детей одного возраста и пола со средним ростом 137 см и  $\sigma = 4,0$  см имеют рост в пределах 131—143 см. В данном примере 131—143 см соответствуют пределам  $\bar{x} \pm 1,5\sigma$ . Следовательно, как видно из табл. 27, этими размерами роста обладают примерно 87% или 1740 детей. Точно так же можно определить, что рост 137—139 см, т. е.  $\bar{x} + 0,5\sigma$ , имеют примерно 19% (половина от 38%) или 380 детей и т. д.

В статистике физического развития  $\sigma$  вместе со средней используется для составления так называемых профилей, применяемых при индивидуальной оценке физического развития отдельных лиц изучаемого коллектива.

	-3 $\sigma$	-2 $\sigma$	-1 $\sigma$	-0,5 $\sigma$	$\bar{x}$	+0,5 $\sigma$	+1 $\sigma$	+2 $\sigma$	+3 $\sigma$								
Вес в кг.	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
Рост в см.	107	109	111	113	115	117	119	121	123	125	127	129	131	133	135	137	139
Окружность груди в см.	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69

Рис. 4. Индивидуальные профили физического развития трех восьмилетних девочек.

Отклонение размеров роста данного лица от средней величины роста всего коллектива, однородного в отношении пола, возраста, этнической и социальной принадлежности и пр., не превышающее среднего квадратического отклонения, считается находящимся в пределах нормы. Отклонение (в любую сторону) больше чем на  $1\sigma$ , но меньше чем на  $2\sigma$  считается субнормальным, а отклонение больше чем на  $2\sigma$  — значительно выше или ниже среднего.

Индивидуальные профили физического развития трех девочек (8 лет) представлены на рис. 4.

Если на одном чертеже нанесены одновременно шкалы для оценки нескольких основных размеров (рост, вес, окружность груди), то линия, соединяющая точки каждой из шкал, дает графический профиль его телосложения и показывает его отличия от других лиц и от среднего профиля всего коллектива (рис. 4). А именно это и требуется при индивидуальной оценке физического развития.

Такая оценка может производиться и по формуле  $\frac{v - \bar{x}}{\sigma}$ , т. е. признаки физического развития у данного индивидуума оцениваются в величинах среднего квадратического отклонения (сигмальная оценка). Например, если среднее квадратическое отклонение роста данной группы школьников равняется 6,44 см, а средний рост их — 150,5 см, то школьник, имеющий рост 148,5 см, получит оценку роста в долях среднего квадратического отклонения:  $\frac{148,5 - 150,5}{6,44} = -0,3\sigma$ ,



т. е. рост его следует оценить как нормальный. У другого школьника с ростом 157,7 см сигмальная оценка роста равна:  $\frac{157,7 - 150,5}{6,44} = 1,2\sigma$ , т. е. рост его выше среднего, а рост третьего, равный 137,0 см, будет оценен  $\frac{137,0 - 150,5}{6,44} = -2,1\sigma$ , т. е. как низкий. Более подробно об оценке физического развития будет сказано в гл. XXIII.

Таким образом, среднее квадратическое отклонение служит для: а) измерения изменчивости (колеблемости, вариабильности) вариационного ряда; б) сравнительной оценки степени соответствия средних арифметических величин тем вариационным рядам, для которых они вычислены; в) индивидуальной оценки отдельных членов внутри коллектива и ориентировочных расчетов распределения членов коллектива вокруг средней арифметической; г) оценки достоверности различий двух средних величин, о чем будет сказано в следующих главах (главы VI, VII).

**Исключение «выскакивающих» вариант.** Если в вариационном ряду, составленном на основе относительно небольшого числа наблюдений, одна или несколько вариант резко отличаются по величине от других, есть основания полагать, что эти варианты являются результатом ошибочных измерений или ошибочных записей. Если проверить это предположение невозможно, лучше исключить эти, так называемые «выскакивающие» варианты из статистической обработки, так как они могут исказить величины параметров вариационного ряда.

ТАБЛИЦА 28

Значения коэффициента  $f$  для исключения «выскакивающих» вариант

$n$	$P = 0,05$	$P = 0,01$	$n$	$P = 0,05$	$P = 0,01$
2	15,561	77,964	19	2,156	2,953
3	4,969	11,460	20	2,145	2,932
4	3,558	6,530	21	2,135	2,912
5	3,041	5,043	22	2,127	2,895
6	2,777	4,355	23	2,119	2,880
7	2,616	3,963	24	2,112	2,865
8	2,508	3,711	25	2,105	2,852
9	2,431	3,536	26	2,099	2,840
10	2,372	3,409	27	2,094	2,830
11	2,327	3,310	28	2,088	2,820
12	2,291	3,233	29	2,083	2,810
13	2,261	3,170	30	2,079	2,802
14	2,236	3,118	40	2,048	2,742
15	2,215	3,075	60	2,018	2,683
16	2,197	3,038	120	1,988	2,628
17	2,181	3,006	$\infty$	1,960	2,576
18	2,168	2,997			

Допустимость такого исключения проверяется следующим образом. Определяются средняя арифметическая ( $\bar{x}$ ) и среднее квадратическое отклонение ( $\sigma$ ) вариационного ряда без включения в него «выскакиваю-

щих» вариант. По специальной таблице, рассчитанной В. И. Романовским (табл. 28), определяется значение вспомогательного коэффициента ( $f$ ) для данного числа наблюдений ( $n$ ). Если разность «выскакивающей» варианты и средней арифметической оказывается больше произведения  $f$  на среднее квадратическое отклонение, т. е. если  $v_{\text{выск}} - \bar{x} > \sigma f$ , то «выскакивающая» варианта подлежит исключению из статистической обработки. В противном случае, т. е. если  $v_{\text{выск}} - \bar{x} \leq \sigma f$ , эта варианта не исключается.

Исключать «выскакивающие» значения можно с вероятностью  $P = 0,05$  (5%) и  $P = 0,01$  (1%). Величины  $f$  для вероятности  $P = 0,05$  позволяют исключить «выскакивающую» варианту с риском ошибки в 5%. Другими словами, вероятность признать варианту выскакивающей, в то время как она в действительности принадлежит к данной совокупности, составляет 5%. Величины  $f$  для вероятности  $P = 0,01$  дают возможность допустить аналогичную ошибку уже только в 1 случае из 100.

Рассмотрим пример<sup>1</sup>. При пяти определениях живых микробных клеток в 24-часовой культуре золотистого стафилококка получены следующие результаты (в млн. на 1 мл): 0,7; 0,4; 2,1; 0,9 и 0,6. Третья величина резко отличается от остальных. Можно ли это «выскакивающее» значение считать результатом случайной ошибки и исключить из статистической обработки?

Средняя арифметическая без «выскакивающей» варианты равна:  

$$\bar{x} = \frac{0,7 + 0,4 + 0,9 + 0,6}{4} = 0,65$$
, среднее квадратическое отклонение равно:

$$\sigma = \sqrt{\frac{(0,7 - 0,65)^2 + (0,4 - 0,65)^2 + (0,9 - 0,65)^2 + (0,6 - 0,65)^2}{4 - 1}} = 0,21,$$

$v_{\text{выск}} - \bar{x} = 2,1 - 0,65 = 1,45$ . При  $n = 4$ ,  $f_{05} = 3,558$  (т. е. при вероятности  $P = 0,05$ ) и  $f_{01} = 6,530$ . Следовательно,  $\sigma f_{05} = 0,21 \times 3,558 = 0,7472$  и  $\sigma f_{01} = 0,21 \times 6,530 = 1,3713$ .

В обоих случаях  $v_{\text{выск}} - \bar{x} > \sigma f$ . Следовательно, есть все основания считать результат третьего измерения ошибочным и исключить его из статистической обработки.

**Коэффициент вариации.** Так как  $\sigma$  является именованной величиной, то сравнивать колеблемость двух средних величин, выраженных в различных единицах измерения (например, рост в сантиметрах и вес в килограммах), по абсолютным размерам средних квадратических отклонений ( $\sigma_1$  и  $\sigma_2$ ) невозможно. В этих случаях следует использовать относительную величину, коэффициент вариации, выраженный в процентах:

$$V = \frac{\sigma}{\bar{x}} \cdot 100.$$

Так, для ряда распределения девочек по росту (табл. 25):

$$V = \frac{6,44}{150,57} \cdot 100 = 4,3\%.$$

<sup>1</sup> Ашмарин И. П., Воробьев А. А. Статистические методы в микробиологических исследованиях. М., 1962, с. 27.

Распределение рабочих N-ского цеха по числу случаев временной утраты трудоспособности в течение года

Число заболеваний (v)	Число рабочих (p)	a	ap	a <sup>2</sup> p
0	55	0	0	0
1	43	+1	43	43
2	31	+2	62	124
3	8	+3	24	72
4	5	+4	20	80
5	3	+5	15	75
Всего	145	—	164	394

**Асимметрия.** В симметричном вариационном ряду, точно соответствующем нормальному распределению, величины средней арифметической, моды и медианы одинаковы. На практике, однако, вариационные ряды обнаруживают некоторую асимметрию (отклонение фактического распределения от симметричной кривой) вправо (положительная асимметрия) или влево (отрицательная асимметрия). В таких рядах  $\bar{x}$ ,  $M_0$  и  $M_e$  не совпадают между

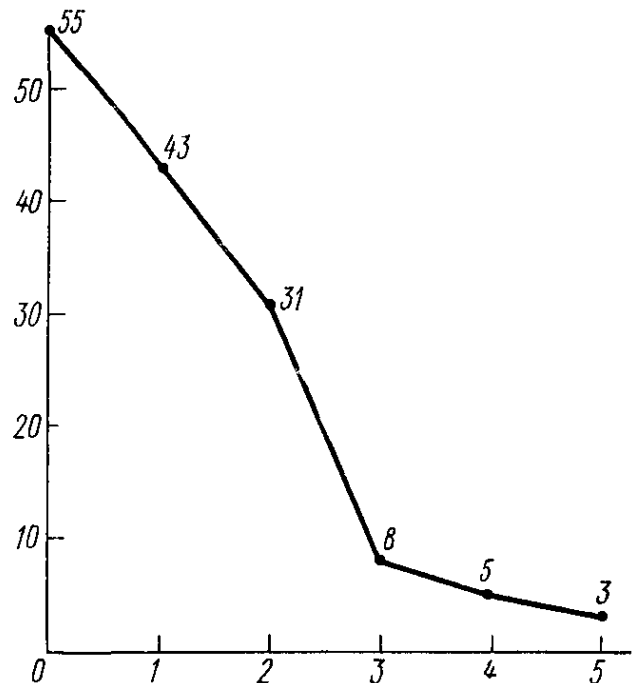


Рис. 5. Распределение рабочих N-ского цеха по числу случаев заболеваний с временной утратой трудоспособности за год (распределение Пуассона).

По оси абсцисс — число заболеваний, по оси ординат — число рабочих.

собой. Размеры асимметрии могут быть измерены при помощи коэффициента асимметрии:

$$As = \frac{\bar{x} - M_0}{\sigma}.$$

Коэффициенты асимметрии чаще всего используются в статистике физического развития. Для вариационного ряда распределения девочек по росту (табл. 20), в котором  $\bar{x} = 150,5$  см,  $M_0 = 151,0$  см,  $\sigma = 6,44$  см, коэффициент асимметрии

$$As = \frac{150,5 - 151,0}{6,44} = -0,08,$$

т. е. этот ряд практически симметричен.

**Распределение Пуассона.** Из теоретических распределений, значительно отклоняющихся от нормального, важнейшим для санитарной

статистики является распределение Пуассона. Оно характеризуется тем, что наибольшее количество частот соответствует не середине кривой, как это имеет место при нормальном распределении, а начальным вариантам. В качестве примера приводим распределение рабочих  $N$ -ского цеха по числу заболеваний за год (табл. 29).

Условная средняя ( $A$ ) принята равной нулю. Величина интервала  $\gamma = 1$ . Тогда  $\bar{x} = 0 + 1 \cdot \frac{164}{145} = 1,13$ ;

$$\sigma = 1 \sqrt{\frac{394}{145} - \left(\frac{164}{145}\right)^2} = \sqrt{1,44} = 1,2.$$

Особенностью распределения Пуассона является то, что в нем  $\sigma_{\text{теор.}}^2 = \bar{x}$ , а следовательно,  $\sigma_{\text{теор.}} = \sqrt{\bar{x}}$ . Проверим это положение по данным примера:  $\sigma_{\text{теор.}} = \sqrt{1,13} = 1,07$ . Хотя полного совпадения с фактической величиной  $\sigma$  и нет, можно приближенно считать, что вариационный ряд согласуется с распределением Пуассона. Графическое изображение этого ряда приведено на рис. 5.

## Глава VI

### ВЫБОРОЧНЫЙ МЕТОД В САНИТАРНО-СТАТИСТИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

**Способы выборки.** Многочисленные исследования свидетельствуют, что средние величины или относительные числа, получаемые в результате статистической обработки данных на основе несплошного наблюдения, как правило, отличаются от аналогичных показателей, вычисленных на основе материалов сплошного наблюдения. Наименьшее расхождение между обобщающими показателями сплошного и несплошного наблюдений может быть достигнуто, как указывалось в гл. 1, при использовании в медико-статистических исследованиях выборочного метода наблюдения.

Выборочное наблюдение проводится по строго определенным правилам, разработанным статистиками и математиками, и позволяет с достаточной точностью распространить полученные результаты на все явление в целом.

Выборочный метод наблюдения получил широкое распространение как в советской статистике вообще, так и в санитарной статистике в частности. Он обеспечивает наиболее правильное осуществление несплошного статистического наблюдения как с точки зрения научной обоснованности, так и стоимости соответствующих работ и точности получаемых результатов.

В санитарной статистике роль и место выборочного метода особенно велики, так как медицинские работники имеют дело обычно только с частью изучаемого ими объекта (группа больных с тем или иным заболеванием; работа той или иной поликлиники или больницы; изме-

нения ЖЕЛ у двух групп больных, лечившихся различными методами и т. д.).

Статистикой выработан ряд способов осуществления выборки: случайная, механическая, типическая, серийная или гнездовая. Каждый из этих способов отбора имеет свои особенности, отличается характером организации наблюдения и применяется в зависимости от специфики явления, которое изучается выборочным методом.

Рассмотрим подробнее отдельные способы выборочного исследования.

Основу случайного отбора составляет непреднамеренный отбор единиц совокупности на базе таблиц случайных чисел путем жеребьевки, причем для каждой единицы обеспечивается равная возможность попасть в выборку. При соблюдении требуемого условия частоты выборочной совокупности достаточно точно соответствуют долям всей совокупности, и эта точность тем больше, чем больше объем выборки.

Отбор единиц наблюдения в процессе случайной выборки может быть повторным или бесповторным. В практике выборочных наблюдений в медицине и здравоохранении чаще всего приходится иметь дело с бесповторным отбором, т. е. с таким отбором, при котором каждая единица, попавшая в выборку, снова в генеральную совокупность не возвращается (и повторному наблюдению, следовательно, не подвергается). При бесповторном отборе вероятность попасть в выборку после отбора очередной единицы у следующих единиц несколько изменяется — увеличивается.

Это обстоятельство приходится учитывать при вычислении ошибок выборки, о чем сказано ниже.

Случайная выборка по жребию может быть заменена механическим отбором определенной части общей совокупности.

Механический отбор предполагает, что единицы генеральной совокупности, расположенные в какой-либо последовательности по любому случайному признаку (например, истории болезни медицинского отделения больницы — по алфавиту больных или по дням поступления в больницу и т. п.), разбиваются механически на равные части. Из каждой части в заранее обусловленном порядке отбирают каждую пятую, десятую или какую-либо иную единицу наблюдения так, чтобы обеспечить требуемый объем выборки (10%, 20% и т. д.). Следует иметь в виду, что случайность ошибки в механической выборке обуславливается не способом отбора, а случайным порядком размещения изучаемых единиц в генеральной совокупности.

Типический (типологический) отбор предполагает обязательное предварительное расчленение генеральной совокупности на отдельные качественно однородные по тому или иному изучаемому явлению группы (типы). Выборка, произведенная в случайном порядке в каждой из установленных типических групп, и будет называться типической. При таком совмещении типической и случайной выборки вариации внутри однотипных групп будут меньшими и в большей степени соответствовать таковым во всей совокупности в целом. Объем выборки в каждой типической группе устанавливается

пропорционально ее удельному весу в генеральной совокупности. Благодаря этому в выборочной совокупности отдельные типические группы оказываются представленными в том же соотношении, что и в генеральной совокупности, а это, в свою очередь, также увеличивает точность такого выборочного наблюдения. Таким образом, результаты типической выборки, как правило, более точны, чем случайной выборки (т. к. ей всегда предшествует группировка генеральной совокупности по важнейшим признакам). Трудности типологического отбора возникают при отсутствии достаточно точных сведений, необходимых для разбивки исследуемой совокупности на типические группы.

В подобной ситуации следует прибегнуть к чисто случайной выборке, хотя она и дает меньшую репрезентативность, чем совмещение ее с правильным типическим отбором.

Выборочные характеристики ( $\bar{x}$ ,  $m_x$ ,  $\rho$ ) при типическом отборе определяются для каждой типической группы отдельно, а затем на их основе находятся характеристики всей выборочной совокупности.

**С е р и й н ы й ( г н е з д н ы й ) о т б о р** предполагает выборку из генеральной совокупности не отдельных единиц, а целых серий, групп единиц, которые отбираются по принципам случайного или механического отбора. В отобранных же сериях наблюдению (обследованию) подвергаются все единицы совокупности.

К этому способу прибегают, если нет возможности производить выборку из всей совокупности, например, ввиду чрезмерно большой территории обследования. Отбирают определенные наиболее типичные для данной территории населенные пункты «гнезда». Внутри «гнезд» производится сплошное обследование.

Серийный отбор очень удобен в практическом отношении, хотя точность его результатов уступает другим способам отбора.

На практике могут быть использованы также и сочетания указанных способов выборки. Так, одно из первых советских массовых санитарно-статистических исследований — выборочное санитарно-демографическое обследование сельского населения Украины в 1924 г. — было организовано «гнездным» способом. Обследование проводилось во всех бывших в то время округах Украины, причем в каждом округе отбирался ряд наиболее типичных как в экономическом, так и в культурном отношении «гнездных» сел, население которых в общей сложности составляло 2% населения округа. Типичность устанавливалась на окружных санитарных совещаниях, в которых принимали участие административные и экономические работники округа. Внутри отобранных сел подвергалось демографическому изучению все население, а жилищно-бытовые условия изучались путем 10% выборки, причем механически отбиралась для обследования каждая десятая изба.

Все способы выборки могут применяться также для углубленной разработки данных сплошного наблюдения, например для разработки статистических карт или журналов о заболеваемости. В лечебных учреждениях накапливаются сотни тысяч индивидуальных карт больных, которые содержат записи врачей о состоянии здоровья больных. Сведения из этих карт могут служить материалом, характеризующим состояние здоровья и его изменения для целого коллектива, однако

сплошная разработка их чрезвычайно сложна и трудна. В этих случаях возможна выборочная разработка определенной части этих материалов, отобранных путем механической выборки. Однако для устранения дубликатов такой метод отбора требует обязательной предварительной сплошной алфавитизации, являющейся трудоемкой и дорогостоящей статистической операцией. Для его упрощения можно провести отбор фамилий, начинающихся на определенные буквы, так, чтобы количество собранного материала отвечало требуемому проценту выборки. Это значительно упрощает алфавитизацию, проводимую только среди фамилий, начинающихся на одну и ту же букву.

Можно прибегнуть к другому способу случайного отбора, примененному в недавнее время при изучении заболеваемости населения СССР в связи с переписью населения 1970 г.

Установив на основе предварительных расчетов необходимое количество отбираемых карт, берут карты больных, фамилии которых начинаются на несколько наиболее распространенных букв (с учетом языковых особенностей населения данной местности).

Алфавитизация в этом случае производится после отбора только в пределах отобранной совокупности. Так как начальная буква фамилии никак не связана с характером заболевания, то такого рода отбор не нарушает принципа случайности, но во много раз сокращает время, силы и средства, необходимые для алфавитизации документов больных.

**Теоретические основы выборочного метода.** Вся совокупность единиц, представляющая изучаемое явление — объект исследования, называется *генеральной совокупностью*. Часть генеральной совокупности, отобранная для обследования и изучения, называется *выборочной совокупностью*. К числу важнейших количественных характеристик выборочной совокупности относятся выборочные средние ( $\bar{x}$ ,  $\bar{y}$ ,  $\bar{z}$  и т. д.) и относительные величины (частость  $m/n = p$ ). Характеристики выборочной совокупности ( $\bar{x}$ ,  $p$ ) отличаются, как правило, от аналогичных количественных характеристик генеральной совокупности ( $\bar{x}_0$ ,  $p_0$ ).

Чтобы определить степень точности выборочного наблюдения, необходимо оценить величину ошибки, которая может случайно произойти в процессе выборки. Такие ошибки носят название случайных *ошибок репрезентативности* ( $m$ ) и являются фактически разностью между относительными показателями или средними числами, полученными при выборочном статистическом наблюдении, и аналогичными величинами, которые были бы получены при сплошном исследовании того же объекта наблюдения.

Ошибки репрезентативности возникают потому, что при выборочном наблюдении изучается только часть генеральной совокупности, которая недостаточно точно воспроизводит, представляет генеральную совокупность. Из этого следует, что выборочному наблюдению присущи ошибки репрезентативности.

Ошибки репрезентативности нельзя смешивать с ошибками регистрации, которые зависят от качества проведения статистического наблюдения (глава I).

Сущность математической теории выборочного метода, основанной на теории вероятностей, сводится к тому, что она позволяет определять размер ошибки репрезентативности, оценивать точность выборочного наблюдения и обосновывать меры, направленные на уменьшение отклонения выборочных характеристик от соответствующих характеристик генеральной совокупности.

Теория выборочного метода возникла как теория случайной выборки. При случайном отборе создаются условия для действия закона больших чисел и становится возможным применение теории вероятностей.

З а к о н б о л ь ш и х ч и с е л устанавливает зависимость между численностью подвергаемых наблюдению массовых явлений и полнотой проявления общей закономерности, присущей этим явлениям. При достаточно большом числе наблюдений яснее выступают те черты и свойства, которые наиболее существенны для всех единиц данного типа.

Действие закона больших чисел проявляется в тенденции выборочной средней (частоты) максимально приблизиться к генеральной средней (доле). Разность между значениями выборочной средней (частоты) и генеральной средней (доли) представляет собой, как было уже сказано, ошибку выборочного наблюдения (ошибку репрезентативности), которая может быть положительной или отрицательной и стремится к нулю при бесконечно большом увеличении числа наблюдений выборочной совокупности.

На практике для определения средней ошибки выборки в статистических исследованиях пользуются формулами:

а) для средней ошибки средней арифметической:

$$m_x = \frac{\sigma}{\sqrt{n}},$$

где  $\sigma$  — среднее квадратическое отклонение;

$n$  — численность выборки;

б) для доли:

$$m_p = \sqrt{\frac{p \cdot q}{n}},$$

где  $p$  — соответствующая доля (в %);

$q = 100 - p$ .

Эти формулы прежде всего справедливы для повторной выборки (с возвратом), поскольку вероятность попасть в выборку для каждой единицы наблюдения не меняется на протяжении всего отбора.

Результаты бесповторного отбора точнее, чем при повторной выборке. Ошибка репрезентативности при бесповторном отборе вычисляется по формуле:

$$m_x = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{1 - \frac{n}{N}},$$

где  $N$  — объем генеральной совокупности. Множитель  $\sqrt{1 - \frac{n}{N}}$  всегда меньше единицы, следовательно, при прочих равных условиях, ошибка



репрезентативности при бесповторной выборке меньше, чем при повторной. Если объем генеральной совокупности  $N$  значительно больше объема выборочной совокупности  $n$ , то величина  $\sqrt{1 - \frac{n}{N}}$  в медико-статистических работах близка к единице и ею при расчетах можно пренебречь. В таких случаях при определении ошибки бесповторной случайной выборки можно пользоваться формулой ошибки повторной случайной выборки

$$m_x = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

При конечных размерах генеральной совокупности, если объем выборки ( $n$ ) не менее  $\frac{1}{5}$  объема генеральной совокупности ( $N$ ), ошибка репрезентативности должна определяться по формуле:

$$m_x = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}.$$

Ошибки репрезентативности в механической выборке, при условии случайного размещения единиц наблюдения с точки зрения изучаемого признака, можно определять по приведенным выше формулам ошибки бесповторной случайной выборки.

Ошибка типической выборки определяется также по формуле ошибки случайной бесповторной выборки, только в ней в качестве среднего квадратического отклонения принимается

$$\bar{\sigma} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2 \cdot n_1 + \sigma_2^2 \cdot n_2 + \sigma_3^2 \cdot n_3 + \dots + \sigma_k^2 \cdot n_k}{n_1 + n_2 + n_3 + \dots + n_k}} = \sqrt{\frac{\sum \sigma_i^2 \cdot n_i}{\sum n_i}},$$

где  $\sigma_1 \sigma_2 \dots \sigma_k$  — средние квадратические отклонения в каждой типической группе. Использование средневзвешенного среднего квадратического отклонения ( $\bar{\sigma}$ ) обязательно в случае пропорционального (неравного) отбора, т. е. когда объем выборки в группе пропорционален ее доле в генеральной совокупности.

Ошибка серийной выборки рассчитывается по формуле:

$$m_x = \frac{\delta}{\sqrt{s}} \sqrt{\frac{S-s}{S-1}},$$

где  $\delta$  — среднее квадратическое отклонение для среднего из серий;  
 $S$  — число всех серий;  
 $s$  — число отобранных серий.

Знание величины ошибки выборки еще недостаточно, чтобы быть уверенным в результатах выборочного наблюдения, так как конкретная ошибка каждого одного выборочного наблюдения может быть значительно больше (меньше) величины средней ошибки выборки<sup>1</sup>. Поэтому, кроме величины средней ошибки выборки, на практике следует определять также пределы возможных ошибок выборки. Установлено, что при достаточно большом числе случайно отобранных

<sup>1</sup> Теория вероятностей исходит из представления о производстве большого числа выборок ( $X_1, X_2 \dots X_n$ ) из генеральной совокупности ( $N$ ).

единиц наблюдения, распределение выборочных средних близко к нормальному распределению. П. Л. Чебышев и А. М. Ляпунов нашли численное значение вероятности того, что ошибка выборки не будет выходить за величину заданных (допустимых) пределов. Пределы

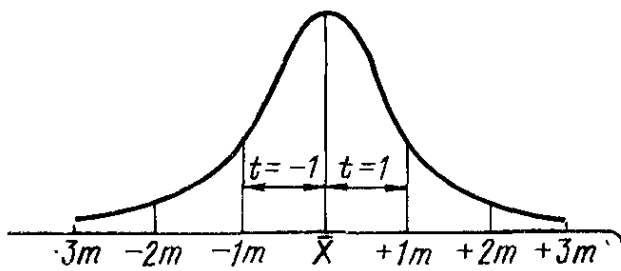


Рис. 6. Кривая нормального распределения выборочных средних.

возможных отклонений выборочных средних ( $\bar{x}$ ) от генеральной средней ( $\bar{x}_0$ ), выраженные в долях  $m_x$ , оцениваются по формуле  $t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{m_x}$ . Величина  $t$  называется доверительным коэффициентом.

На рис. 6 показана кривая нормального распределения и обозначены границы площади при  $t = \pm 1$ , т. е. когда величина возможной ошибки не превышает величины средней ошибки выборки  $m$ .

ТАБЛИЦА 30

Краткая таблица значений интеграла вероятностей

$t$	$P_t$	$t$	$P_t$	$t$	$P_t$	$t$	$P_t$
0,1	0,0797	1,1	0,7287	2,1	0,9643	3,1	0,9981
0,2	0,1585	1,2	0,7699	2,2	0,9722	3,2	0,9986
0,3	0,2358	1,3	0,8064	2,3	0,9786	3,3	0,9990
0,4	0,3108	1,4	0,8385	2,4	0,9836	3,4	0,9993
0,5	0,3829	1,5	0,8664	2,5	0,9876	3,5	0,9995
0,6	0,4515	1,6	0,8904	2,6	0,9907	3,6	0,9997
0,7	0,5161	1,7	0,9109	2,7	0,9931	3,7	0,9998
0,8	0,5763	1,8	0,9281	2,8	0,9949	3,8	0,9999
0,9	0,6319	1,9	0,9426	2,9	0,9963	3,9	0,9999
1,0	0,6827	2,0	0,9545	3,0	0,9973	4,0	0,9999

Численно эта площадь ( $t = \pm 1$ ) оказывается равной 0,6827 (табл. 30). В табл. 30 приводятся данные интеграла вероятностей при значениях от 0,1 до 4,0. Чтобы определить, например, какова вероятность того, что предельная ошибка выборочной средней не будет превышать трехкратной величины значения средней ошибки, т. е.  $\pm 3m$ , следует найти значение  $P_t$  при  $t = 3$  (эта вероятность равна 0,9973). Таблица позволяет найти ответ и на обратный вопрос: какова величина предельной ошибки выборочного наблюдения, например, при  $P_t = 0,99$ ? С этой целью необходимо найти значение  $t$  против заданной вероятности ( $P_t = 0,99$ ). Пользуясь таблицей 30, находим, что при  $P_t = 0,9907$  (ближайшее к  $P_t = 0,99$ )  $t = 2,6$  и, следовательно, величина предельной средней ошибки равна  $\pm 2,6m$ .

Если величину предельной ошибки выборки обозначить через  $\Delta$ , то между  $\Delta$  и  $t$  существует следующая зависимость:

$$\Delta = t \cdot m = \frac{t \cdot \sigma}{\sqrt{n}}$$

Таким образом, величина предельной ошибки случайной выборки всегда указывается с определенной степенью вероятности.

Показатель  $t$  дает возможность определить вероятность правильного ответа, т. е. указывает, что полученная величина ошибки выборки будет не больше действительной ошибки, допущенной вследствие несплошного характера наблюдения. Так, если принять  $t = 2,6$ , то вероятность правильного ответа равна 0,99, т. е. из ста выборочных наблюдений только один раз выборочная средняя окажется вне пределов генеральной средней плюс  $2,6 m_x$ . При  $t = 1$  вероятность правильного определения пределов для генеральной средней равна только 0,68 (из ста выборочных наблюдений 32 средних могут оказаться вне вычисленных пределов).

Доверие к такому утверждению измеряется с помощью специального показателя, который называется коэффициентом доверия, или доверительной вероятностью ( $P_t$ ). Доверительная вероятность характеризует надежность результатов выборочных медико-статистических исследований (следовательно, надежность результатов выборочного исследования — это вероятность того, что ошибка полученного показателя будет не больше определенной величины, в практике называемой предельной ошибкой). Обычно в медико-статистических исследованиях используют доверительную вероятность (надежность) 95 или 99 процентов ( $P_t = 0,95$  или  $P_t = 0,99$ ). В наиболее ответственных случаях, когда необходимо сделать особенно важные выводы в теоретическом или практическом отношении, используют  $P_t = 0,997$  (99,7%).

Предельная ошибка выборочного исследования ( $\Delta = \pm tm$ ) позволяет определить величину доверительного интервала, в пределах которого с определенной вероятностью находится подлинная величина обобщенного показателя.

Под характеристикой точности результатов выборочного статистического исследования понимают приближение, с которым получаются подлинные значения исследуемого показателя. Численно величина точности равна ошибке, допускаемой вследствие несплошного характера проведенного исследования. Увеличивая доверительную вероятность, мы увеличиваем ширину доверительного интервала, снижая тем самым точность заключения, что в свою очередь повышает уверенность в достоверности суждения.

**Определение объема выборки в санитарно-статистических исследованиях.** Вопрос об определении необходимого числа наблюдений при проведении выборочного статистического исследования имеет важное значение. От правильного решения этого вопроса зависит итог исследования в целом, а также сроки его проведения, потребности в силах и средствах для его осуществления. Решение этого вопроса — неременная составная часть организационного плана исследования.

Определение потребного числа наблюдений при проведении выборочного статистического исследования зависит от размеров точности вычисляемых показателей (т. е. от заданной величины средней ошибки показателя), а также от конкретных особенностей организации исследования и объекта наблюдения (вид и способ наблюдения; экспери-

ментальные животные, люди, истории болезни и т. д.). Следует указать также на неправильность представления отдельных исследователей, что численность опытной и контрольной группы будто бы должна быть одинаковой.

Выше уже было показано, что размеры ошибки выборки ( $m$  или  $\Delta$ ) зависят от:

а) величины колеблемости значений изучаемого признака ( $\sigma$ ); чем больше колеблемость признака, тем больше величина ошибки и, наоборот, чем меньше колеблемость, тем меньше величина ошибки;

б) доверительной вероятности ( $P_t$ ); при этом чем она больше, тем больше  $t$  и тем больше пределы допустимой ошибки;

в) численности выборки ( $n$ ); чем больше численность выборки, тем размер ошибки меньше и наоборот;

г) способа отбора единиц для наблюдения; бесповторная выборка, при прочих равных условиях, обеспечивает меньший размер ошибки, чем повторная.

Практически следует учитывать, что величина  $\sigma$ , характеризующая колеблемость значений признака в генеральной совокупности, является величиной постоянной, коэффициент  $t$  задается самим исследователем, исходя из общих условий необходимой степени точности результатов, а способ отбора обуславливается спецификой анализируемого явления. В санитарно-статистических исследованиях в подавляющем большинстве случаев, о чем сказано выше, используется способ бесповторной выборки. Отсюда вытекает, что необходимая точность результатов исследования обеспечивается только за счет изменения объема выборки.

Именно поэтому, приступая к организации выборочного статистического исследования, прежде всего следует установить тот объем выборки, который обеспечит получение репрезентативных данных при том или ином ориентировочном значении показателя колеблемости ( $\sigma$ ) и заданном коэффициенте  $t$ .

Исследователь должен избегать двух крайностей: наблюдения, с одной стороны, неоправданно большого числа случаев, что может сильно усложнить проведение исследования в целом; и, с другой стороны, недостаточного объема выборки, слишком малого числа наблюдений, что повлечет за собой большую ошибку репрезентативности.

Правильно определить потребное число наблюдений для каждого данного выборочного исследования можно при помощи преобразования формулы предельной ошибки выборки ( $\Delta$ ):

$$\Delta = t \cdot m_x = \frac{t \cdot \sigma}{\sqrt{n}},$$

в которую входит величина  $n$  — число наблюдаемых случаев. Решая приведенное равенство относительно  $n$ , получим формулу для определения необходимого числа наблюдений:

$$n = \frac{t^2 \cdot \sigma^2}{\Delta^2},$$

где  $\Delta$  — максимальный размер ошибки выборки;  
 $\sigma$  — среднее квадратическое отклонение.

Решение этой же задачи применительно к случаю альтернативного варьирования сводится к решению:

$$n = \frac{t^2 \cdot p \cdot (100 - p)}{\Delta^2},$$

где  $p$  — величина доли (выраженная в процентах).

Величина  $\Delta$  определяется исследователем на основании соображений о назначении данных, полученных при исследовании. Исследователь устанавливает, с какой доверительной вероятностью ( $P_t$ ) необходимо определить величину предельной ошибки (т. е. задает величину коэффициента  $t$ ). Среднее квадратическое отклонение определяется либо на основании ранее проведенных исследований, либо на основании имеющихся литературных данных.

**Пример 1<sup>1</sup>.** Планируется экспериментальное исследование, имеющее целью установить среднее число ударов пульса в минуту при проведении атропиновой пробы. На основании предварительно проделанных над 10 лицами микроисследований было установлено, что среднее число ударов пульса в минуту оказалось равным  $\bar{x} = 90$  при  $\sigma = 10$  ударам. Сколько случаев нужно дополнительно подвергнуть наблюдению, чтобы исследователь мог оперировать с ошибкой выборки, не превышающей  $\Delta = 4$  ударам в минуту? При доверительной вероятности  $P_t = 0,95$  ( $t \approx 2$ ). Определяем по формуле:

$$n = \frac{t^2 \cdot \sigma^2}{\Delta^2} = \frac{2^2 \cdot 10^2}{4^2} = 25.$$

Вывод: для того, чтобы оперировать с необходимой точностью, следует подвергнуть наблюдению 25 человек, т. е. необходимо добавить к уже исследованным еще 15 человек.

**Пример 2.** Из данных специальной литературы (или предварительного ознакомления) известно, что доля левшей среди детей дошкольного возраста с речевыми расстройствами равняется приблизительно 15%. Определить, сколько случаев необходимо подвергнуть наблюдению для того, чтобы размер неточности  $\Delta$  не превышал 4%. Ответ требуется получить с доверительной вероятностью  $P_t = 0,95$ . Решение задачи, как и в примере 1, сводится к определению  $n$  по формуле:

$$n = \frac{t^2 \cdot p (100 - p)}{\Delta^2} = \frac{2^2 \cdot 15 (100 - 15)}{4^2} = 319.$$

Вывод: для того, чтобы интервал, в границах которого находится истинная доля левшей, был в пределах  $15 \pm 4\%$  (11—19%), необходимо обследовать 319 детей с речевыми расстройствами.

Профессор А. Я. Боярский исчислил специальные таблицы, позволяющие легко определить число необходимых наблюдений при заданном пределе точности. Таблицы и правила пользования ими помещены в приложении I.

---

<sup>1</sup> Примеры 1 и 2 заимствованы из руководства Д. Сепетлиева «Статистические методы в научных медицинских исследованиях». М., 1968, с. 141, 104.

ПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОЦЕНКИ  
ДОСТОВЕРНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ  
СТАТИСТИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

**Применение средней ошибки.** Задачей статистического исследования является изучение закономерностей, лежащих в самой природе исследуемых явлений. Полученные в результате исследования относительные числа и средние величины должны служить отображением действительности.

В статистике «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» (А. А. Чупров).

Теория статистики позволяет определить степень достоверности результатов статистического исследования. Поэтому, проводя статистическое исследование, нужно использовать эти возможности для надлежащей оценки полученных данных.

При правильно организованном статистическом наблюдении и правильной группировке собранных в процессе наблюдения материалов результаты исследования обычно тем достовернее, чем больше сделано наблюдений. Это не значит, однако, что следует стремиться бесконечно увеличивать число наблюдений. Иногда это увеличение практически неосуществимо, а иногда и не нужно, так как при наличии относительно небольшого, но однородного статистического материала можно быть уверенным в надежности выводов.

Для определения степени достоверности результатов статистического исследования нужно для каждой относительной или средней величины вычислять соответствующую *среднюю ошибку*.

Методика расчета средней ошибки ( $m$ ) для относительных и средних величин показана в гл. VI.

Средняя ошибка позволяет определить пределы, в которых с той или иной степенью вероятности может находиться истинное значение статистического коэффициента или средней величины. Для того, чтобы результаты исчисления соответствовали той степени вероятности, с которой требуется получить нужные выводы, величину  $m$  следует умножить на доверительный коэффициент  $t$ , значения которого приведены в табл. 30, стр. 78.

Как видно из табл. 30, вероятность получения правильного заключения возрастает с увеличением  $t$ . Практически достаточно брать  $t$ , равное 1,96 (2,0) или 2,58 и только в случаях, требующих особенно большой степени вероятности, приравнять его к 3.

Так, например, на основании измерения веса определенного правильно отобранного числа мальчиков одного возраста (8 лет), проживающих в поселке  $H$ , установлено, что средняя арифметическая величина веса у них равна 23,89 кг, а средняя ошибка средней арифмети-

ческой — 0,14 кг. В таком случае с вероятностью, равной 68,3%, можно утверждать, что средний вес всех мальчиков того же возраста в этом поселке не превышает в килограммах  $23,89 \pm 0,14$  ( $\bar{x} \pm m_x$ ) и находится в пределах от 23,75 до 24,03 кг. С вероятностью, равной 95,5%, можно определить средние размеры веса этих детей, как  $23,89 \pm 2 \times 0,14$  ( $\bar{x} \pm 2 m_x$ ) или 23,61—24,17 кг, а с вероятностью 98,8% — как  $23,89 \pm 2,5 \times 0,14$  ( $\bar{x} \pm 2,5 m_x$ ) или в пределах 23,54—24,24 кг.

Понимать это надлежит следующим образом. Если аналогичное исследование будет повторено 100 раз, то лишь примерно в 1 случае из 100 могут быть получены показатели среднего веса, меньше чем 23,54 кг или больше, чем 24,24 кг, а только в 5 случаях из 100 можно ожидать, что средняя величина веса будет меньше чем 23,61 кг или больше, чем 24,17 кг, и т. д.

Точно так же, если на основе ряда правильно организованных статистических наблюдений установлена эффективность воздействия на больной организм какого-либо лечебного препарата и сделано заключение о достоверности этого вывода с вероятностью 0,95 (95%), что примерно соответствует  $t = 2$ , то при повторных опытах, организованных таким же образом, как и первый, вывод об эффективном действии препарата будет подтвержден в 95 из 100 случаев.

**Средняя ошибка разности.** При оценке достоверности разности между двумя средними или относительными величинами вычисляется средняя ошибка этой разности по формуле:

$$m_{\text{разности}} = \sqrt{m_1^2 + m_2^2},$$

т. е. средняя ошибка разности равняется квадратному корню из суммы квадратов средних ошибок сравниваемых средних.

Если разность средних величин (относительных коэффициентов) больше средней ошибки разности в 2,5—3,0 или хотя бы в 2 раза, то с вероятностью, определяемой по табл. 30, можно утверждать, что различие средних (относительных) величин не случайно, а зависит от какой-то определенной причины. Если же разность средних меньше, чем в 2 раза, превышает свою среднюю ошибку, нет достаточных оснований считать, что различие этих средних не случайно. При повторных исследованиях это различие может не подтвердиться.

Рассмотрим отдельные примеры.

В поселке А со 120 000 населения заболело брюшным тифом 256 человек; в поселке Б с 70 000 населения заболело той же болезнью 97 человек<sup>1</sup>. Если возрастно-половой состав населения этих поселков примерно одинаков, то для сравнения размеров заболеваемости в этих поселках можно использовать обычные интенсивные коэффициенты (на 10000 населения).

---

<sup>1</sup> При сравнении интенсивных коэффициентов описываемую методику можно применять только в отношении хронических заболеваний или же болезней, оставляющих после себя стойкий и длительный иммунитет. Для сопоставления коэффициентов общей заболеваемости, заболеваемости с временной утратой трудоспособности или уровня травм, гриппа и т. п. эта методика неприменима. См. также стр. 90.

Заболеваемость в поселке *A* равна  $\frac{256 \cdot 10\,000}{120\,000} = 21,3\text{‰}$ , в поселке *B* —  $\frac{97 \cdot 10\,000}{70\,000} = 13,9\text{‰}$ . Требуется решить, является ли преобладание уровня заболеваемости в поселке *A* случайным или оно является результатом худшего санитарно-эпидемиологического состояния этого поселка и требуется принять специальные меры для его оздоровления. Формула для расчетов приведена на стр. 76. Средние ошибки коэффициентов равны:

$$m_A = \sqrt{\frac{21,3(10\,000 - 21,3)}{120\,000}} = 1,3,$$

$$m_B = \sqrt{\frac{13,9(10\,000 - 13,9)}{70\,000}} = 1,4.$$

Средняя ошибка разности коэффициентов:

$$m_{A-B} = \sqrt{1,3^2 + 1,4^2} = 1,9.$$

Разность коэффициентов равна  $21,3 - 13,9 = 7,4$ . Отношение этой разности к средней ошибке  $7,4 : 1,4 > 5$ . Следовательно, разность эта не случайна. В поселке *A* действительно худшее санитарно-эпидемиологическое состояние, чем в поселке *B*. Работникам здравоохранения надлежит установить, в чем конкретно заключается это санитарно-эпидемиологическое неблагополучие, и принять меры к его устранению.

Другой пример: в поселке с 25 000 населения привито против какой-либо болезни 8000 человек. Заболело этой болезнью 310 человек, в том числе 85 привитых. Является ли данная прививка достаточно эффективным средством для снижения заболеваемости? Если привитое и непривитое население не различаются по своему составу, поставленный вопрос решается следующим образом:

Заболеваемость привитых на 1000 населения равна  $\frac{85 \times 1000}{8000} = 10,6$ , непривитых —  $\frac{(310 - 85) \cdot 1000}{25\,000 - 8000} = 13,2$ .

Средние ошибки коэффициентов заболеваемости следующие:

у привитых  $m_1 = \sqrt{\frac{10,6 \cdot (1000 - 10,6)}{8000}} = 1,1;$

у непривитых  $m_2 = \sqrt{\frac{13,2 \cdot (1000 - 13,2)}{17\,000}} = 0,9.$

Разность показателей заболеваемости равна  $13,2 - 10,6 = 2,6$ . Средняя ошибка разности:

$$\sqrt{1,1^2 + 0,9^2} = 1,4.$$

Разность показателей меньше, чем в 2 раза, превышает свою среднюю ошибку; следовательно, в данном случае нет оснований считать действие прививки достаточно эффективным.

Однако небольшое число наблюдений, использованных в данном исследовании, еще не позволяет считать вообще результаты аналогичных экспериментов отрицательными. Целесообразно наблюдения про-



должить, уменьшить тем самым размеры  $m$  и вновь оценить эффективность прививок. Только тогда, когда при значительном количестве наблюдений результаты эксперимента продолжают оставаться недостоверными, можно сделать окончательный отрицательный вывод.

В приложении I (табл. 2) приводятся значения минимальной разности двух относительных величин, достижение которой достаточно для подтверждения существенности (достоверности) различий между ними с уровнем вероятности  $P = 0,95$ .

Аналогичным образом оценивается достоверность различия между средними величинами. Так, например, средний вес 10-летних мальчиков в данном поселке в прошлом году составлял 28,1 кг. В этом году средний вес мальчиков того же возраста в том же поселке понизился до 28 кг. Есть ли основание считать, что понижение веса не случайно и отражает какое-либо ухудшение в физическом развитии детей?

Вычисленные одновременно со средними величинами средние квадратические отклонения составляли для первой средней величины 3,4 кг, для второй — 3,8 кг. В прошлом году вес измерялся у 600 детей, в данном году — у 700.

Пользуясь формулой для вычисления средней ошибки средних арифметических, приведенной на стр. 76, получим:

$$m_1 = \frac{3,4}{\sqrt{600}} = 0,138; \quad m_2 = \frac{3,8}{\sqrt{700}} = 0,144.$$

Средняя ошибка разности равна:

$$\sqrt{0,138^2 + 0,144^2} = 0,06.$$

Сама разность средних равна  $28,1 - 28,0 = 0,1$  и она не превышает даже в 2 раза свою среднюю ошибку. Следовательно, в данном случае небольшое снижение веса детей является случайным и не может считаться показателем ухудшения их физического развития. Если бы разность средних превышала свою среднюю ошибку в 2—3 раза, вывод был бы обратным.

**Малые выборки.** Приведенные выше формулы и построенные на основании их оценочные таблицы применимы только при наличии относительно большого (практически не менее 30) числа наблюдений. При меньшем количестве наблюдений (так называемая малая выборка), что довольно часто имеет место в клинических и экспериментальных работах, для оценки достоверности результатов прибегают к специальным таблицам<sup>1</sup>.

Это объясняется тем, что при небольших выборках распределение выборочных средних систематически отклоняется от кривой нормального распределения. Большие отклонения от генеральной средней при малых выборках являются более вероятными, чем при больших выборках.

---

<sup>1</sup> Напомним, что среднее квадратическое отклонение при малых выборках вычисляется по формуле:  $\sigma = \sqrt{\frac{\sum (v - \bar{x})^2}{n - 1}}$  (стр. 65).

Английский ученый В. Госсет (Стьюдент) исследовал распределение  $t$  для малых выборок и установил формулу плотности этого распределения.

Для определения пределов колеблемости полученной по данным малой выборки средней величины и оценки достоверности различий сравниваемых средних (относительных величин) используют специальную таблицу критерия  $t$  (Стьюдента), приведенную в приложении II.

В графах 2, 3 и 4 таблицы помещены величины доверительного коэффициента ( $t$ ), показывающие, во сколько раз разность сравниваемых величин при данном малом числе наблюдений должна превышать свою среднюю ошибку для того, чтобы эта разность могла быть признана достоверной с данным уровнем вероятности, а результаты статистического исследования — достаточно надежными. Числа графы 2-й исчислены для вероятности правильного заключения равной 0,95 (95%) и вероятности ошибки — 0,05, (5%), числа графы 3-й — с соответствующими вероятностями 0,99 (99%) и 0,01 (1%); числа графы 4-й соответственно — 99,9 и 0,1%. Практически достаточно пользоваться числами графы 3 или даже графы 2 и только в случае необходимости особенно большой точности прибегать к числам графы 4.

Значение коэффициента  $t$  (Стьюдента) зависит не только от вероятности ( $p_t$ ), но и от объема выборки (при  $n' = n - 1$ ). Из таблицы видно, что чем меньше выборка, тем больше значение  $t$ .

Обращаться к таблице следует по графе 1, в которой указано число степеней свободы  $n' = n - 1$ , т. е. числу проведенных наблюдений, уменьшенному на единицу. Так, например, если после 8 испытаний действия спинномозговой анестезии на уровень кровяного давления установлено, что средняя величина снижения кровяного давления составляла 5,75 мм при средней ошибке 0,65, то из таблицы  $t$  видно, что при  $n' = 8 - 1 = 7$ ;  $t = 2,36$  (графа 2 приложения II). Это значит, что с вероятностью ошибки не более чем 5% можно утверждать, что размеры снижения кровяного давления при спинномозговой анестезии находятся в пределах  $5,75 \pm 2,36 \times 0,65$ , т. е. в пределах  $5,75 \pm 1,53$  или 4,22—8,26 мм; с вероятностью ошибки не более чем 1% можно утверждать, что размеры снижения кровяного давления в результате спинномозговой анестезии составляют  $5,75 \pm 3,50 \times 0,65$  (графа 3 приложения II) или 3,48—8,02 мм.

Если оценивается достоверность разности коэффициентов или средних, т. е.  $t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{m_1^2 + m_2^2}}$ , то  $n'$  равняется  $n_1 + n_2 - 2$ .

В качестве примера приведены данные, заимствованные из книги М. И. Мосткового<sup>1</sup> (табл. 31).

Среднее падение артериального давления при спинномозговой анестезии  $\bar{x}_1 = 5,75$  мм, а при эфирном наркозе  $\bar{x}_2 = 3,75$  мм; случайна ли разность  $\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = 2,0$  мм или действительно эфирный наркоз вызывает меньшее падение артериального давления, чем спинномозговая анестезия?

---

<sup>1</sup> Мостковый М. И. Практикум по вариационно-статистической обработке клинического материала. Ашхабад, 1954, с. 26.

## Падение артериального давления в зависимости от вида обезболивания

Вид обезболивания	Падение артериального давления в мм во время опыта							
Спинальная анестезия ( $v_1$ ) . . . . .	6	5	7	4	8	3	8	5
Эфирный наркоз ( $v_2$ ) . . . . .	2	3	4	2	7	5	4	3

Вычисления  $\bar{x}$ ,  $\sigma$  и  $m_x$  для каждого ряда можно произвести обычным путем, но для упрощения расчетов можно использовать следующую формулу, удобную для применения при малых числах наблюдений:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(\sum v_1^2 - n_1 \bar{x}_1^2 + \sum v_2^2 - n_2 \bar{x}_2^2)(n_1 + n_2)}{(n_1 + n_2 - 2) n_1 \cdot n_2}}}$$

Упрощение расчетов при использовании этой формулы достигается тем, что вместо вычисления  $\sigma$  и  $m$  для каждого  $\bar{x}$  ограничиваются определением  $\sum v^2$  для каждого ряда чисел, что значительно облегчает вычислительную работу ( $v$  — отдельные наблюдения, варианты). В данном примере:

$$\sum v_1^2 = 6^2 + 5^2 + 7^2 + 4^2 + 8^2 + 3^2 + 8^2 + 5^2 = 288, \text{ а}$$

$$\sum v_2^2 = 2^2 + 3^2 + 4^2 + 2^2 + 7^2 + 5^2 + 4^2 + 3^2 = 132.$$

$\bar{x}_1$  и  $\bar{x}_2$ , как указано было выше, равняются соответственно 5,75 и 3,75; их квадраты  $\bar{x}_1^2 = 5,75^2 = 33,06$ , а  $\bar{x}_2^2 = 3,75^2 = 14,06$ ;  $n_1 = 8$  и  $n_2 = 8$ .

Подставив все эти числа в приведенную выше формулу, получим:

$$t = \frac{5,75 - 3,75}{\sqrt{\frac{(288 - 8 \cdot 33,06 + 132 - 8 \cdot 14,06)(8 + 8)}{(8 + 8 - 2) \cdot 8 \cdot 8}}} = \frac{2}{\sqrt{\frac{704}{896}}} = 2,25.$$

Оценивая  $t$  по данным приложения 2, видим, что при  $n' = 8 + 8 - 2 = 14$  в графе 2 этой таблицы стоит величина 2,14. Следовательно, для достоверности утверждения неслучайности различия величин  $\bar{x}_1$  и  $\bar{x}_2$ , с вероятностью ошибки не более чем 0,05 (не более чем 5%) достаточно, чтобы  $t$  было не менее чем 2,14. В данном примере  $t = 2,25$ . Значит, действие двух приведенных видов обезболивания на снижение кровяного давления действительно различно и это различие может считаться статистически доказанным.

Аналогичным образом поступают и во всех других случаях, когда требуется оценить достоверность результатов статистического исследования, проведенного на малом числе наблюдений.

**Определение средней ошибки коэффициентов, равных или близких 0 или 100%.** В тех случаях, когда результаты исследования дают относительную величину, равную 100% или 0%, нельзя определить среднюю ошибку по обычной формуле:  $m = \sqrt{\frac{pq}{n}}$  или (для малых

выборок)  $m = \sqrt{\frac{pq}{n-1}}$ , так как в этих случаях  $pq = 0$ . Это не означает, однако, что полученные коэффициенты не имеют средних ошибок. Коэффициенты 0 или 100% являются в такой же мере выборочными, как и любые другие. В этих случаях средняя ошибка относительной величины вычисляется по формуле:  $m = \frac{t^2 \cdot 100}{n + t^2}$ , где  $m$  — величина средней ошибки,  $t$  — доверительный коэффициент, а  $n$  — число произведенных наблюдений. Допустим для примера, что испытание в клинике какого-либо нового лечебного препарата дало эффект в 15 случаях при 15 проведенных испытаниях. Следует ли отдать этому препарату, обладающему казалось бы 100% эффективностью, преимущество перед другим, давшим при испытании только 85% эффективности. Определим среднюю ошибку коэффициента, равного 100%, приняв доверительный коэффициент  $t = 2$ , что соответствует достоверности 95%:

$$m = \frac{2^2 \cdot 100}{15 + 2^2} = \frac{400}{19} = 21,1\%.$$

Следовательно, 100% эффективность этого препарата являлась случайной. При последующих испытаниях результат может оказаться меньше как минимум на 21,1%, т. е. быть в пределах от 100% до  $100 - 21,1 = 78,9\%$ . Очевидно, в данном случае преимущество этого препарата перед другим, дающим 85% благоприятных результатов, не может считаться доказанным. Аналогичным образом легко сосчитать, что полученный при 25 лабораторных элементах нулевой результат также должен считаться случайным и имеет среднюю ошибку (при доверительном коэффициенте  $t = 2$ ):

$$m = \frac{2^2 \cdot 100}{25 + 2^2} = \frac{400}{29} = 13,8\%.$$

При дальнейших испытаниях этого препарата можно получить эффективность в пределах от нуля до 13,8%, и все эти результаты в равной степени должны считаться случайными. Только получение эффективного результата большего, чем 13,8%, может свидетельствовать о действительном отличии результатов испытаний от первоначального нулевого результата.

При применении доверительного коэффициента 2,5 или 3 (что соответствует 98,8 и 99,7% достоверности) границы случайных колебаний стопроцентного или нулевого результатов увеличатся. Во взятых примерах они будут равны:

$$\text{при } t=2,5 \quad 1) \frac{2,5^2 \cdot 100}{15 + 2,5^2} = 29,3\% \quad \text{и} \quad 2) \frac{2,5^2 \cdot 100}{25 + 2,5^2} = 20,0\%;$$

$$\text{при } t=3 \quad 1) \frac{3^2 \cdot 100}{15 + 3^2} = 37,5\% \quad \text{и} \quad 2) \frac{3^2 \cdot 100}{25 + 3^2} = 26,5\%.$$

Аналогичным образом следует исчислить средние ошибки показателей и тогда, когда результаты исследований незначительно отклоняются от 0 или 100% (0,2 или 99,8%).

Оценка достоверности различий двух серий наблюдений, проведенных на одной и той же группе испытуемых. Изложенные выше методы оценки достоверности применяются для сопоставления двух независимых серий наблюдений.

Если наблюдения (опыты) проводились последовательно несколько раз на одной и той же группе больных или животных, оценка достоверности результатов производится по так называемому «разностному методу».

Допустим, требуется определить, достоверно ли изменение среднего уровня минимального артериального давления до и после применения тонизирующих препаратов. Полученные при испытании данные представлены в табл. 32<sup>1</sup>.

ТАБЛИЦА 32

Минимальное артериальное давление (в мм ртутного столба)

Больные	До инъекции $v_1$	После инъекции $v_2$	Разность $v_2 - v_1$	$d$	$d^2$
А	98	102	4	-4	16
Б	86	96	10	+2	4
В	88	100	12	+4	16
Г	98	98	0	-8	64
Д	72	90	18	+10	100
Е	97	101	4	-4	16
Всего	—	—	48	—	216

В графах 2 и 3 табл. 32 помещены сведения о величине минимального артериального давления до и после применения тонизирующих препаратов у 6 больных. В графе 4 приведены разности показателей артериального давления ( $v_2 - v_1$ ). В среднем артериальное давление повысилось на  $\bar{x}_{\text{разн.}} = \frac{\sum (v_2 - v_1)}{n} = \frac{4 + 10 + 12 + 0 + 18 + 4}{6} = \frac{48}{6} = 8$  мм.

В графе 5 показаны отклонения ( $d$ ) разностей  $v_2 - v_1$  от средней разности [ $d = (v_2 - v_1) - \bar{x}_{\text{разн.}}$ , т. е.  $d_A = 4 - 8 = -4$ ;  $d_B = 12 - 8 = 4$ ;  $d_G = 0 - 8 = -8$  и т. д.], а в графе 6 квадраты этих отклонений ( $d^2$ ). Сумма квадратов отклонений  $\sum d^2 = 216$ , отсюда

$$\sigma_{\text{разн.}} = \sqrt{\frac{\sum d^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{216}{6-1}} = 6,57; \quad m_{\text{разн.}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{6,56}{\sqrt{6}} = 2,68.$$

Доверительный коэффициент ( $t$ ) в таких случаях равняется

$$t = \frac{\text{средняя разность}}{\text{средняя ошибка разности}}$$

В данном случае  $t = 8 : 2,68 = 2,98$ .

Оценивая это число по таблице (приложение II), при  $t = 6 - 1 = 5$ , видим, что достоверность различий можно признать существенной

<sup>1</sup> Числа для примера заимствованы из монографии Л. С. Каминского «Обработка клинических и лабораторных данных». Л., 1959, с. 142.

с вероятностью между 1 и 5%. Следовательно, эффективность применения тонизирующего препарата в данном случае может не подвергаться сомнению.

**Оценка достоверности интенсивных коэффициентов заболеваемости при наличии повторных заболеваний.** Формула средней ошибки показателя  $m = \sqrt{\frac{pq}{n}}$  пригодна для оценки показателей только в случаях так называемого альтернативного варьирования, т. е. тогда, когда возможны только два исхода (умер или не умер, заболел данной болезнью или не заболел, привит против данного заболевания или не привит и т. п.).

По этой формуле можно исчислить средние ошибки коэффициентов смертности, летальности, а также заболеваемости теми болезнями, которыми, как правило, можно заболеть только один раз (хронические болезни — коронаросклероз, злокачественные опухоли, острозаразные заболевания, дающие длительный иммунитет, и т. п.) в течение жизни или хотя бы только один раз за период наблюдения (обычно год).

Определять среднюю ошибку по указанной выше формуле для коэффициентов общей заболеваемости (т. е. заболеваемости всеми болезнями, вместе взятыми) или заболеваемости с временной утратой трудоспособности неправильно.

Практически в течение года человек может болеть несколько раз различными болезнями или даже одной и той же болезнью, длящейся относительно недолго и не дающей стойкого иммунитета (например, грипп, острый катар верхних дыхательных путей, ангина, пневмония и др.). случаев временной нетрудоспособности в связи с заболеванием также может быть несколько за год у одного и того же работающего не только в связи с заболеваниями некоторыми острыми болезнями, но и по поводу обострений хронических болезней.

В таких случаях средние ошибки показателей заболеваемости следует рассчитывать по формуле средней ошибки средних величин, т. е.  $m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ , строя вариационные ряды, где вариантами являются числа заболеваний или случаев временной нетрудоспособности в связи с заболеванием в течение года (0; 1; 2; 3; 4 и т. д.), а частотами — числа болевших данное число раз.

Однако такие расчеты, правильные теоретически, трудно осуществимы на практике, так как требуют кропотливой работы по распределению наблюдаемой группы населения на не болевших ни разу за год, болевших один раз, два раза и т. д.

Трудность этой работы зачастую заставляет вовсе отказываться от расчета средних ошибок коэффициентов заболеваемости, а следовательно, и от статистической оценки достоверности их разности.

В подобной ситуации допустимо приближенное вычисление средней ошибки показателей, предложенное В. А. Мозгляковой. Исходя из предположения, что распределение по числу заболеваний во многих случаях близко к так называемому распределению Пуассона, при котором наибольшие частоты соответствуют не средним, а наимень-

шим вариантам, В. А. Мозглякова предложила в целях упрощения пользоваться расчетом средних квадратических отклонений и средних ошибок уровней заболеваемости по формулам, пригодным для распределения Пуассона, а именно:

$$\sigma^2 = \bar{x}, \text{ а } m = \sqrt{\frac{\bar{x}}{n}}.$$

Хорошее соответствие фактического распределения кратности заболеваний теоретическому распределению Пуассона имеет место при числе наблюдений 100—150 и средней величине коэффициента заболеваемости 1,0 на 1 человека. Если коэффициент больше 1,5, то рекомендуемым расчетом не следует пользоваться.

Например<sup>1</sup>, в цехе А, имеющем 200 «круглогодных» (проработавших полный год) рабочих, зарегистрировано за год 300 случаев временной нетрудоспособности в связи с заболеваниями, т. е. в среднем 1,5 на одного работающего, в цехе Б, имевшем 100 «круглогодных» рабочих, отмечено за год 110 случаев временной нетрудоспособности в связи с заболеваниями, что составляет в среднем 1,1 на одного работающего. Достоверно ли, что заболеваемость в цехе Б меньше, чем в цехе А? Состав работающих (по полу, возрасту, рабочему стажу и пр.) примерно одинаков. Определяя средние ошибки коэффициентов

заболеваемости по приведенной выше формуле получаем  $m_1 = \sqrt{\frac{1,5}{200}} = 0,09$ ,  $m_2 = \sqrt{\frac{1,1}{100}} = 0,1$ . Средняя ошибка разности коэффициентов равна  $\sqrt{0,09^2 + 0,1^2} = 0,13$ , а сама разность коэффициентов равна  $1,5 - 1,1 = 0,4$ . Отсюда  $t = 0,4 : 0,13 = 3,1$ . Следовательно, разность коэффициентов достаточно достоверна и заболеваемость в цехе А действительно выше, чем в цехе Б.

Такого рода приближенные расчеты пригодны, если  $t$  значительно отклоняется (в любую сторону) от 1,96, т. е. результат не вызывает сомнений — он либо достоверен, либо недостоверен. Если же  $t$  в аналогичном случае окажется близким к 1,96, следует отказаться от каких-либо выводов.

Описанные методы оценки достоверности результатов статистического исследования с помощью критерия  $t$  (критерий Стьюдента) в основном пригодны для так называемого нормального распределения, т. е. такого, при котором крайние значения (самые малые и самые большие) вариант встречаются редко, а наиболее часты варианты, близкие по своей величине к средней арифметической ряда; или для биномиального распределения, при котором возможны только два состояния (да — нет, жив — умер и т. п.). Методы оценки достоверности различия параметров таких вариационных рядов называются параметрическими.

Однако характер распределения медико-биологических явлений нередко отличается от нормального. Проводя новые исследования,

<sup>1</sup> Мозглякова В. А. Оценка достоверности статистических показателей заболеваемости с временной нетрудоспособностью. — Здравоохран. Российской Федерации. 1965, № 11, с. 23—26.

врач-экспериментатор часто не знает, какому закону варьирования будут следовать результаты, полученные в нескольких опытах, а относительно небольшое число проведенных наблюдений не позволяет ему определить форму распределения. В этих случаях оценку достоверности следует производить с применением так называемых непараметрических критериев.

## Глава VIII

### НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ СТАТИСТИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ<sup>1</sup>

**Общие положения.** В последние годы при статистической обработке результатов медицинских наблюдений все чаще используются критерии значимости, не требующие вычисления средней арифметической и среднего квадратического отклонения — непараметрические критерии. Эти статистические методы, составляющие особый раздел математической статистики, могут применяться независимо от того, известен ли закон распределения исследуемой совокупности или неизвестен, что, в первую очередь, имеет значение при малых выборках. Другим важным преимуществом непараметрических методов является относительная простота их применения. Наконец, ряд непараметрических методов приложим не только к совокупностям, имеющим строго количественное выражение, но и к совокупностям полуколичественного, порядкового характера.

Разработанные к настоящему времени непараметрические методы могут использоваться для статистической характеристики одной выборочной совокупности наблюдений; оценки значимости различий двух и более связанных между собой или независимых выборочных совокупностей; измерения связи (корреляции) между явлениями.

Наиболее известными непараметрическими методами, практически используемыми в медицинских исследованиях, являются критерий согласия хи-квадрат, коэффициент корреляции рангов Спирмена, а также точный метод Фишера для оценки значимости различия совокупностей по качественным признакам (в первую очередь, при малых выборках).

В настоящей главе излагается методика использования ряда непараметрических критериев применительно к основным задачам статистической оценки результатов медицинских исследований при небольшом числе наблюдений.

**Критерий итераций.** Одной из таких задач является выяснение случайна или неслучайна последовательность величин или событий в изучаемой совокупности (динамическом ряду). Эту задачу называют иногда также проверкой гипотезы о случайном характере флуктуаций. В практике здравоохранения подобная задача возникает при необхо-

---

<sup>1</sup> Написана при участии К. В. Лашкова.



димости оценить изменения во времени показателей обращаемости, заболеваемости, рождаемости, смертности населения, больничной летальности, частоты осложнений и т. п. В клинике и лаборатории порой появляется необходимость выяснить, не содержит ли какой-либо тенденции, «тренда», последовательность результатов неоднократного исследования одного и того же материала (например, нескольких подсчетов форменных элементов крови у одного и того же больного или общего белка сыворотки крови и т. п.).

Непараметрический критерий, с помощью которого решается указанная задача, называется критерием итераций (по *Weber*), или серийным критерием, для одной совокупности наблюдений. Порядок вычислений, когда имеется ряд цифровых данных, следующий:

1) варианты в существующей последовательности в зависимости от их величины обозначаем порядковыми номерами — рангами;

2) определяем срединную варианту — медиану (*Me*) ряда (при нечетном числе наблюдений ею является варианта, находящаяся в середине ранжированного ряда; при четном — она равна полусумме двух срединных вариантов);

3) сравниваем варианты, расположенные в той же первоначальной последовательности, с медианой и отмечаем знаком «+» величины большие, чем медиана, а знаком «—» меньшие, чем медиана<sup>1</sup>;

4) подсчитываем, сколько итераций (чередований, серий противоположных знаков) содержится в полученном ряду знаков;

5) сравниваем полученное число итераций (*r*) с критическими значениями числа итераций при уровне вероятности  $P = 0,05$  ( $r_{05}$ ) из приложения III. Эти значения находятся на пересечении строки  $n_x$  (число вариантов, больших, чем *Me*) и графы  $n_y$  (число вариантов, меньших, чем *Me*).

Если найденное число итераций находится в пределах критических значений  $r_{05}$ , то расположение вариантов в ряду наблюдений признается случайным, т. е. принимается нулевая гипотеза. Если *r* меньше первого или больше второго табличного значения  $r_{05}$ , то с вероятностью ошибки не более 5% ( $P < 0,05$ ) признается справедливой противоположная гипотеза о том, что порядок вариантов в анализируемом ряду наблюдений не случаен и обусловлен определенными причинами.

Проанализируем динамический ряд коэффициентов смертности населения Англии от гриппа, пневмонии и бронхита за 10 лет с 1957 по 1966 гг.<sup>2</sup>. Являются ли колебания этих коэффициентов в течение указанного десятилетия случайными или они отражают статистически значимую тенденцию?

Нумеруем коэффициенты в порядке их возрастания для нахождения медианы. Так как число наблюдений четное ( $n = 10$ ), медианой будет полусумма значений пятого и шестого по величине коэффи-

---

<sup>1</sup> В случаях, когда сравниваемая варианта окажется равной медиане, обеспечивается случайное обозначение результата сравнения знаком «+» или «—» путем жребия (например, подбрасыванием монеты).

<sup>2</sup> Карачунская М. И. Инфекционная заболеваемость и важнейшие причины смертности в Англии. — Журн. микробиол., 1969, № 9, с. 91—96.

циентов, т. е.  $Me = \frac{130,0 + 138,4}{2} = 134,2^0/0000$ . Сравниваем с медианой значения всех показателей, расположенных в хронологическом порядке, отмечая знаком «+» те из них, которые больше  $Me$  ( $n_x = 5$ ), и знаком «—» те, которые меньше  $Me$  ( $n_y = 5$ ) и подсчитываем число образовавшихся итераций (табл. 33).

ТАБЛИЦА 33

Применение критерия итераций к динамическим рядам коэффициентов смертности и заболеваемости населения Англии (1957—1966 гг.)

	Годы										Число итераций	P
	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966		
Коэффициенты смертности от гриппа, пневмонии и бронхита на 100 000 жителей.	128,3	126,8	138,4	113,0	147,2	112,4	150,8	125,9	130,0	141,1		
Порядковые номера коэффициентов по их величине (раинги)	4	3	6	1	9	8	10	2	5	7		
Результаты сравнения коэффициентов с медианой ( $Me = 134,2^0/0000$ )	—	—	+	—	+	+	+	—	—	+	6	> 0,05
Коэффициенты заболеваемости корью на 100 000 жителей	1408,0	575,0	1195,4	347,9	1652,6	395,9	1279,2	841,2	1052,7	720,0		
Порядковые номера коэффициентов	9	3	7	1	10	2	8	5	6	4		
Результаты сравнения коэффициентов с медианой ( $Me = 946,9^0/0000$ )	+	—	+	—	+	—	+	—	+	—	10	< 0,05

Полученное число итераций  $r$  равно 6. По приложению III находим, что при  $n_x = n_y = 5$  критические значения  $r_{05}$  составляют 3 и 9. Поскольку число итераций, характеризующее колебания анализируемого ряда коэффициентов смертности, находится в пределах критических значений  $r_{05}$ , должна быть признана справедливой нулевая гипотеза ( $P > 0,05$ ). Таким образом, какой-либо статистически значимой тенденции в колебаниях коэффициентов смертности населения Англии от указанных болезней в 1957—1966 гг. не имеется.

По данным того же автора (см. нижнюю часть табл. 33), выясним, являются ли случайными колебания уровня заболеваемости корью. Как следует из таблицы, в этом случае  $Me = \frac{841,2 + 1052,7}{2} = 946,9^0/0000$ , а  $r = 10$ . Так как полученное число итераций выходит за пределы критических значений  $r_{05}$  (3 и 9), нулевая гипотеза должна быть отклонена ( $P < 0,05$ ), и необходимо сделать вывод, что чередующиеся из года в год подъемы и спады заболеваемости корью населения Англии не случайны, а обусловлены определенными причинами.

Если исследуемому явлению свойственна только альтернативная вариация, то для анализа случайного или неслучайного характера последовательности достаточно обозначить варианты символами «+» или «—»,  $x$  или  $y$ , подсчитать общее число идентичных символов, т. е.  $n_x$  и  $n_y$ , и число образовавшихся итераций, а затем оценить его, как указано выше, по приложению III.

**Критерий знаков.** Наиболее простым непараметрическим критерием для оценки статистической значимости различия двух связанных между собой выборочных совокупностей является критерий знаков. При использовании этого критерия учитывается не абсолютная величина различий сравниваемых парных наблюдений (например, результатов каких-то клинических исследований у одних и тех же больных, до и после лечения), а только их направленность (уменьшение или увеличение). Эта направленность обычно обозначается знаками «+» или «—» (откуда и произошло название критерия).

Методика применения критерия знаков заключается в следующем:

1) определяется направленность различий сравниваемых парных наблюдений, результаты обозначаются знаками «+» и «—»; варианты, не имеющие изменений, из дальнейшей оценки исключаются (желательно, чтобы таких случаев было как можно меньше, для чего целесообразно увеличить точность измерения признака);

2) подсчитывается общее число ( $n$ ) парных наблюдений, имеющих различия (т. е. отмеченных знаками «+» и «—»);

3) подсчитывается число знаков, реже встречающихся;

4) полученное число ( $z$ ) сравнивается (с учетом  $n$ ) с критическими значениями  $z$ , содержащимися в приложении IV.

Если найденная величина  $z$  больше или равна табличному  $z_{05}$ , принимается нулевая гипотеза. Если  $z < z_{05}$ , то различия между сравниваемыми связанными совокупностями могут считаться значимыми с соответствующими уровнями вероятности ( $P < 0,05$  или  $P < 0,01$ ).

З. А. Цховребова<sup>1</sup> изучала обмен никотиновой кислоты у больных после серьезных хирургических операций по данным выведения с суточной мочой  $N'$ -метилникотинамида (МНА). Оценим с помощью критерия знаков статистическую значимость различий в количестве выведенного МНА до операции и в 1 и 2-й дни после операции (табл. 34).

В 1-й день после операции отмечалось снижение количества выведенного МНА у 3 больных ( $z_1 = 3$ ). При 8-парных наблюдениях критические значения  $z$  составляют:  $z_{05} = 1$  и  $z_{01} = 1$ . Поскольку  $z_1 > z_{05}$ , изменение количества выведенного больными МНА в 1-й день после операции следует считать статистически незначимым. Во 2-й день снижения количества выведенного МНА не отмечено ни у одного больного ( $z_2 = 0$ ). В этом случае  $z_2 < z_{01}$  и изменение в количестве выведенного МНА значимо с уровнем вероятности  $P < 0,01$ .

**Критерий Вилкоксона для связанных совокупностей.** Критерий учитывает не только направленность, но и величину разности парных вариантов. Это обуславливает его большую статистическую мощность по сравнению с критерием знаков.

Для использования критерия необходимо:

1) найти разности сравниваемых парных наблюдений;

2) определить порядковые номера (ранги) абсолютных значений (т. е. без учета алгебраических знаков) полученных разностей в по-

<sup>1</sup> Цховребова З. А. Влияние оперативного вмешательства на обмен никотиновой кислоты и пиридоксина. — Клини. мед., 1968, № 10, с. 66—70.

Применение критерия знаков для оценки значимости различий  
в количестве выведенного больными МНА до и после операции

Количество выведенного МНА (в мг)		Направленность изменения количества выведенного МНА после операции по сравнению с исходным		
до операции	После операций		в 1-й день	во 2-й день
	в 1-й день	во 2-й день		
3,12	1,96	4,20	—	+
4,20	3,12	22,13	—	+
3,70	5,30	26,50	+	+
3,00	44,80	25,50	+	+
2,81	1,55	56,40	—	+
2,90	5,06	79,12	+	+
4,84	11,72	12,13	+	+
3,50	10,20	123,20	+	+
	$n_1 = 8$	$n_2 = 8$	$z_1 = 3; P > 0,05$	$z_2 = 0; P = < 0,01$

рядке их возрастания (варианты с нулевыми разностями из дальнейшей оценки исключаются, а  $n$  — число пар — соответственно уменьшается);

3) подсчитать суммы рангов для разностей, имеющих одинаковые алгебраические знаки, и взять меньшую из этих сумм ( $T^\Delta$ );

4) сравнить эту сумму ( $T^\Delta$ ) с критическими значениями  $T^\Delta$  из приложения V с учетом величины  $n$ . Если найденная величина  $T^\Delta$  равна или больше  $T_{05}^\Delta$ , принимается нулевая гипотеза. Если  $T^\Delta < T_{05}^\Delta$ , то различия между сравниваемыми связанными выборками признаются статистически значимыми.

В. Р. Файтельберг-Бланк и А. А. Маршак<sup>1</sup> изучали изменение всасывания глюкозы в изолированной петле кишечника собаки под влиянием грязевых аппликаций на область шеи. Результаты опытов и их оценка с помощью критерия Вилкоксона представлены на табл. 35.

Так как полученная меньшая сумма рангов разностей (1) меньше критического значения  $T_{05}$  из приложения V, различия в количестве всосавшейся глюкозы до и после грязевых аппликаций признаются статистически значимыми.

**Критерий Вилкоксона для независимых совокупностей.** Наиболее простой непараметрический критерий для оценки значимости различия двух независимых выборок наблюдений преимущественно по их центральной тенденции (среднему значению)<sup>2</sup>.

Порядок вычислений следующий:

1) построить из вариантов сравниваемых совокупностей единый ранжированный ряд, для удобства записывая варианты сравниваемых групп в отдельные строки;

<sup>1</sup> Файтельберг-Бланк В. Р., Маршак А. А. Влияние грязевых аппликаций на всасывательную функцию желудочно-кишечного тракта. — *Вопр. курортол.*, 1968, № 5, с. 444—447.

<sup>2</sup> Критерий называют также критерием Уайта.

Применение критерия Вилкоксона для оценки значимости различий  
в количестве всосавшейся глюкозы в изолированную петлю кишечника собаки  
до и после грязевой аппликации

№ опыта	Количество всосавшейся глюкозы (в г)		Разность (в г)	Ранг абсолютного значения разности	Ранги меньшего числа однозначных разностей
	до аппликации	после аппликации			
1	0,200	0,260	0,060	2	1
2	0,392	0,600	0,208	7	
3	0,450	0,410	-0,040	1	
4	0,400	0,560	0,160	5	
5	0,450	0,600	0,150	4	
6	0,500	0,850	0,350	8	
7	0,184	0,350	0,166	6	
8	0,250	0,350	0,100	3	
	$n = 8$		—	—	$T^\Delta = 1$

$$T_{05}^\Delta = 4; \quad T_{01}^\Delta = 0; \quad T^\Delta < T_{05}^\Delta; \quad P < 0,05$$

2) заменить варианты их порядковыми номерами (рангами);

3) подсчитать суммы рангов вариантов, относящихся к каждой из двух сравниваемых совокупностей;

4) меньшую из полученных сумм ( $T$ ) сравнить с критическими значениями  $T$  по приложению VI с учетом числа наблюдений в совокупностях (т. е.  $n_x$  и  $n_y$ ).

Если величина  $T$  больше или равна  $T_{05}$ , принимается нулевая гипотеза. Если  $T < T_{05}$ , различия между совокупностями по центральной тенденции признаются значимыми.

Н. Н. Клемпарская и др. изучали в эксперименте на морских свинках повреждающее влияние реакции антиген — антитело на клетки лейкоцитов<sup>1</sup>. Авторами получены следующие данные о проценте фагоцитировавших лейкоцитов у животных, сенсibilизированных лошадиной сывороткой (совокупность  $x$ ): 10, 6, 8, 2, 8, 14 и у животных контрольной совокупности ( $y$ ): 22, 54, 32, 36. Располагая эти значения в единый возрастающий ряд и заменяя варианты рангами, получаем:

Совокупность $x$	— 2, 6, 8, 8, 10, 14		$n_x = 6$
Совокупность $y$	—	22, 32, 36, 54	$n_y = 4$
Ранги $R_x$	— 1 2 3,5 3,5 5 6		$T_x = 21$
Ранги $R_y$	—	7 8 9 10	$T_y = 34$

При  $n_x = 6$  и  $n_y = 4$  находим в приложении VI, что  $T_{05} = 12$  и  $T_{01} = 10$ . Поскольку полученная величина  $T$  (21) больше  $T_{05}$ , разли-

<sup>1</sup> Клемпарская Н. Н., Добронравова Н. Н., Львицина Г. М. Фагоцитарная реакция, как тест, выявляющий повреждающее влияние реакции антиген-антитело. — Журн. микробиол., 1959, № 9.

чия между сравниваемыми группами следует признать незначимыми. Однако такой вывод вступает в противоречие с логическим заключением, которое можно сделать, рассматривая сравниваемые совокупности, так как все значения  $x$  меньше значений  $y$ . Можно предположить, что мощность критерия Вилкоксона для решения данного примера с весьма небольшим числом наблюдений оказалась недостаточной. В подобных случаях рекомендуется прибегнуть к помощи более мощных критериев, в частности, непараметрического критерия ван дер Вардена (критерия икс).

**Критерий ван дер Вардена.** Порядок вычисления критерия следующий:

1) расположить варианты сравниваемых групп  $x$  и  $y$  в единый ряд в порядке возрастания, для удобства помещая варианты  $x$  и  $y$  в отдельные столбцы (при неравном числе наблюдений в группах, группа  $x$  должна быть большей численности);

2) заменить варианты ряда их рангами  $R_x$  и  $R_y$  (при наличии одинаковых вариантов в группах  $x$  и  $y$  их ранги, не усредняя, лучше записать на границе между столбцами рангов  $x$  и  $y$ );

3) найти по приложению VII значения функции обратной интегралу вероятностей  $\Psi \frac{R}{n+1}$  для каждого ранга и записать их в отдельные столбцы для групп  $x$  и  $y$  (значения функции для одинаковых рангов записать на границе между столбцами);

ТАБЛИЦА 36

*Применение критерия ван дер Вардена для оценки значимости различия между % фагоцитировавших лейкоцитов у морских свинок, sensibilizированных лошадиной сывороткой (группа  $x$ ), и в контроле (группа  $y$ )*

% Фагоцитировавших лейкоцитов		Ранги вариант		Значения функции $\Psi \frac{R}{n+1}$ для рангов	
в группе $x$	в группе $y$	группы $x$ $R_x$	группы $y$ $R_y$	$R_x$	$R_y$
2		1		-1,33	
6		2		-0,91	
8		3		-0,60	
8		4		-0,35	
10		5		-0,12	
14		6		0,12	
	22		7		0,35
	32		8		0,60
	36		9		0,91
	54		10		1,33

$$n_x = 6 \quad n_y = 4$$

$$\sum \Psi \frac{R_x}{n+1} = -3,19 \quad \sum \Psi \frac{R_y}{n+1} = 3,19$$

$$X = 3,19$$

4) сложить (с учетом алгебраических знаков) значения функции  $\Psi \frac{R}{n+1}$  рангов  $x$  и  $y$  (для одинаковых вариантов функции их рангов суммируются и в общий результат включается доля этой суммы, пропорциональная числу одинаковых вариантов той группы, для которой определяется величина критерия  $X$ );

5) полученный результат (без учета алгебраических знаков), являющийся искомой величиной критерия  $(X = \left| \sum \Psi \frac{R_x}{n+1} \right|)$ , сравнить с критическими значениями  $X_{05}$  и  $X_{01}$  из приложения VIII. Если  $X \leq X_{05}$ , принимается нулевая гипотеза; если  $X > X_{05}$ , различия между выборками признаются значимыми.

В табл. 36 показано применение критерия  $X$  к данным предыдущего примера.

Полученная величина критерия ван дер Вардена  $X = 3,19$ . По приложению VIII при  $n = n_x + n_y = 10$  и  $n_x - n_y = 2$  критические  $X_{05} = 2,49$  и  $X_{01} = 3,10$ . Поскольку  $X > X_{01}$ , различия в процентах фагоцитировавших лейкоцитов у животных опытной и контрольной групп являются статистически значимыми с малой вероятностью ошибки ( $P < 0,01$ ).

Критерий  $X$  ван дер Вардена может быть применен для оценки различий совокупностей полуколичественных данных.

А. И. Перцовский и И. И. Гориславец изучали влияние ультрафиолетового облучения на кроликах с экспериментальным атеросклерозом<sup>1</sup>. Статистическая обработка с помощью критерия  $X$  некоторых из полученных авторами данных представлена в табл. 37.

Расчет критерия сделан по данным функции  $\Psi \frac{R}{n+1}$  для рангов группы  $X$ . В связи с наличием 9 одинаковых вариантов +++ (ранги 6—14), четыре из которых принадлежат к группе  $X$ , в промежуточную сумму критерия включено  $\frac{4}{9}$  суммы функций  $\Psi \frac{R}{n+1}$  этих рангов. Аналогичным образом получена промежуточная сумма функций рангов 15—20. Общая величина критерия составила:  $-1,59 + (-0,25) + + 5,16 = 3,32$ .

Поскольку полученная величина  $X$  меньше критического значения  $X_{05} = 3,84$ , различие в степени липоидоза аорты у облученных и необлученных животных должно быть признано статистически незначимым.

**Серийный критерий.** В тех случаях, когда исследователя интересует выявление различий между независимыми выборками не только по их средним значениям, но и по характеру распределения, рассеяния вариантов, используется так называемый серийный критерий.

Методика применения критерия очень несложна и состоит в следующем:

<sup>1</sup> Перцовский А. И., Гориславец И. И. Применение ультрафиолетовых облучений на ранней стадии развития экспериментального атеросклероза. — *Вопр. курортол.*, 1968, № 2, с. 146—149.

Применение критерия ван дер Вардена для оценки значимости различий в степени липидоза аорты у кроликов, получивших 29 биодоз ультрафиолетовых лучей, и у животных контрольной группы

Степень липидоза аорты у кроликов		Ранги вариант		Значения функции $\Psi \frac{R}{n+1}$ для рангов		Промежуточные суммы $\Psi \frac{R_x}{n+1}$
в контроле $x$	облученных $y$	$R_x$	$R_y$	$R_x$	$R_y$	
	+		1		-1,66	
	++		2		-1,31	
	+++		3		-1,07	
++		4		-0,88		-1,59
+++		5		-0,71		
++++		6		-0,57		$-0,57 \cdot \frac{4}{9} = -0,25$
++++		7		-0,43		
++++		8		-0,30		
++++		9		-0,18		
++++	++++	10		-0,06		
	++++	11		0,06		
	++++	12		0,18		
	++++	13		0,30		
	++++	14		0,43		
+++++		15		0,57		$6,20 \cdot \frac{5}{6} = 5,16$
+++++		16		0,71		
+++++		17		0,88		
+++++		18		1,07		
+++++		19		1,31		
+++++	++++	20		1,66		
$n_x = 11$	$n_y = 9$	$n = n_x + n_y = 20$		$X = \sum \Psi \frac{R_x}{n+1} = 3,32$		
		$X_{05} = 3,84$	$X < X_{05}$	$P > 0,05$		

1) варианты сравниваемых групп располагаются в виде единого ранжированного ряда, причем для удобства варианты каждой группы записываются в отдельные строки;

2) подсчитывается, сколько раз в полученном ряду чередуются варианты сравниваемых групп, то есть определяется, из скольких с е р и й вариант, относящихся к той и другой группам, состоит ряд;

3) найденное число серий  $S$  сравнивается с критическим значением  $S_{05}$  из приложения IX (с учетом числа наблюдений в сравниваемых выборках).

Если  $S \geq S_{05}$ , то различия между выборками признаются случайными. Если  $S < S_{05}$  — различия следует считать статистически значимыми с вероятностью ошибки  $< 5\%$ . В качестве критического значе-



ния числа серий, соответствующего вероятности ошибки в 1% (т. е.  $S_{0.01}$ ), приближенно можно пользоваться величиной  $S_{0.05} = 2$ .

Н. Н. Клемпарская и др. в названном выше источнике приводят данные о проценте фагоцитировавших лейкоцитов у морских свинок, сенсibilизированных кишечной палочкой (группа  $x$ ), и контрольных (группа  $y$ ):

группа  $x$  — 26, 34, 20, 74, 74, 30 ( $n_x = 6$ ),  
группа  $y$  — 34, 50, 16, 22 ( $n_y = 4$ ).

Можно ли считать различия в проценте фагоцитировавших лейкоцитов статистически значимыми? Образует из имеющихся наблюдений единый ранжированный ряд, подчеркнем и пронумеруем образовавшиеся серии:

Варианты:	16,	20,	22,	26,	30,	34,	34,	50,	74,	74
Их принадлежность:	$y$	$x$	$y$	$x$	$x$	$y$	$x$	$y$	$x$	$x$
Серии:	1	2	3	4		5	6	7	8	

По приложению IX находим, что при  $n_x = 6$  и  $n_y = 4$  критическое число серий  $S_{0.05} = 3$ . Полученное нами число серий (8) больше  $S_{0.05}$ , и поэтому должна быть признана справедливой гипотеза об отсутствии значимых различий между сравниваемыми группами животных по показателям фагоцитоза их лейкоцитов.

В рассмотренном примере в группе  $x$  и группе  $y$  встретились две одинаковые варианты — 34%. При применении серийного критерия наличие одинаковых величин в сравниваемых выборках нежелательно (устранение этого недостатка может быть достигнуто повышением точности количественных наблюдений). В случае, когда одинаковые величины все же появляются, должно быть обеспечено случайное чередование их в объединенном ряду, например, путем подбрасывания монеты или использования таблицы случайных чисел.

Вернемся к рассмотренному выше примеру, относящемуся к применению критерия Вилкоксона для независимых совокупностей (см. стр. 97). Результаты определения фагоцитарной активности лейкоцитов животных, сенсibilизированных лошадиной сывороткой и контрольных, образовали там две серии. В таком случае по серийному критерию  $S < S_{0.05}$  (3), и различия между выборками нужно признать статистически значимыми.

Таким образом, применение серийного критерия свидетельствует, что различия в проценте фагоцитировавших лейкоцитов имеются не только по центральной тенденции (на что нам указало применение критерия ван дер Вардена — см. табл. 36), но и по характеру распределения вариант.

Подробнее с методикой применения описанных выше и других непараметрических критериев в медицинских и биологических исследованиях можно познакомиться по руководствам В. Ю. Урбаха, И. П. Ашмарина и А. А. Воробьева и др. авторов.

**Типы динамических рядов.** Динамическим рядом называется совокупность однородных статистических величин, показывающих изменение какого-либо явления на протяжении определенного промежутка времени.

Различают два основных типа динамических рядов в зависимости от того, из какого рода чисел состоит ряд.

Ряд может состоять из величин, характеризующих размеры явления в определенные моменты, например, численность населения СССР

на конец соответствующего года (табл. 38). Такой динамический ряд называется **моментным**.

Если динамический ряд состоит из чисел, характеризующих величину явления не на какой-либо момент, а за определенный интервал времени, например за месяц, год и т. д., то он называется **интервальным**.

Примером такого ряда могут служить сведения о родившихся в СССР за определенные годы (табл. 39), т. е. в этом ряду каждое число говорит о количестве родившихся на протяжении целого года.

Одно из существенных отличий между интервальным и моментным динамическим рядом состоит в том, что время, за которое приводятся

сведения в интервальном ряду, можно разделять на более дробные периоды. Так, в приведенном примере (табл. 39) вместо суммарных чисел родившихся в СССР за год, можно было бы привести данные о родившихся поквартально или помесечно. Из чисел интервального ряда можно получить средние значения их за какой-то дробный период времени. Так, разделив годовые числа рождений на 12 (число месяцев года), получим среднемесячные числа рождений, для 1950 г. равные  $4805,3 \text{ тыс.} : 12 = 400,4 \text{ тыс.}$ ; для 1955 г. —  $5047,4 \text{ тыс.} : 12 = 420,6 \text{ тыс.}$  и т. д.. Эти же числа можно было бы разделить на 52 (число недель в году) и получить средненедельные числа (для 1950 г. —  $92,4 \text{ тыс.}$ , для 1955 г. —  $97,1 \text{ тыс.}$ ). Подобного рода деление чисел моментного ряда лишено всякого смысла.

Динамический ряд может состоять из абсолютных или производных величин — относительных чисел и средних. Каждый тип динамического ряда применяется на практике в зависимости от характера того явления, которое отражают заключенные в нем числа. Например, рождаемость в СССР может быть охарактеризована как приведенным в таб-

ТАБЛИЦА 38

*Численность населения СССР  
в 1940—1968 гг.  
Моментный динамический ряд*

Год	Население СССР (в тыс.) на конец года
1940	196 659
1950	181 603
1960	216 162
1965	231 839
1966	234 371
1967	236 668
1968	238 942
1970	241 720 *

\* По переписи 15 января 1970 г.

лице 39 рядом абсолютных чисел, так и рядом интенсивных коэффициентов рождаемости (табл. 40).

ТАБЛИЦА 39

Число родившихся в СССР  
в 1950—1967 гг.  
Интервальный динамический ряд

Год	Число родившихся в СССР (в тыс.)
1950	4805,3
1955	5047,4
1960	5341,0
1965	4253,1
1970	4226,0

ТАБЛИЦА 40

Рождаемость в СССР  
на 1000 человек населения

Год	Коэффициент рождаемости
1950	26,7
1960	24,9
1965	18,4
1970	17,4

**Преобразование рядов.** Динамические ряды могут быть подвергнуты различного рода преобразованиям, целью которых является выяснение особенностей изменения изучаемого процесса, а также достижение большей наглядности. Для более наглядного выражения нарастания или убывания ряда можно преобразовать его по максимуму или по минимуму.

Наибольшая или наименьшая величина ряда при этом принимается за 100 или за 1000 и по отношению к ней вычисляются значения всех остальных членов ряда. Получается ряд так называемых коэффициентов наглядности. В табл. 41 принята за 1000 минимальная величина и соответственно этому преобразован ряд.

ТАБЛИЦА 41

Численность населения СССР с 1940—1968 гг.

Год	Население СССР в тыс.	По отношению к численности населения 1950, принятой за 1000
1940	196 659	1078
1950	181 603	1000
1960	216 162	1188
1965	231 839	1276
1966	234 371	1288
1967	233 668	1300
1968	238 942	1312

Вместо максимального или минимального члена ряда может быть принята за исходную величину любая другая характерная величина ряда, например, его средняя величина. В каждом отдельном случае способ преобразования определяется специфичностью обрабатываемого материала и целью исследования.

Убывающие динамические ряды лучше преобразовывать по максимуму, нарастающие — по минимуму, ибо при таких именно преобразованиях наиболее наглядно выступают характерные особенности дина-

мики изучаемого явления. Динамический ряд, не отражающий ясно выраженной тенденции роста или уменьшения явления, лучше преобразовывать по средней величине или не преобразовывать вовсе.

**Анализ динамических рядов.** При анализе динамического ряда следует различать несколько характеризующих его показателей.

Прежде всего ряд может быть охарактеризован самими величинами членов ряда, так называемыми уровнями. Величина первого члена ряда

носит название начального (или исходного) уровня, величина последнего члена ряда — конечного уровня. Средняя величина из всех членов ряда называется средним уровнем, или хронологической средней.

Средняя хронологическая интервального ряда вычисляется по формуле  $\bar{y} = \frac{\sum y}{n}$ , где  $\bar{y}$  — средний уровень ряда,  $y$  — отдельные уровни,  $n$  — число членов ряда. Например, среднее еже-

годное число рождений в СССР по данным таблицы 39 составит:

$$\bar{y} = \frac{4\,805\,300 + 5\,047\,400 + 5\,341\,000 + 4\,253\,100 + 4\,226\,000}{5} = 4\,734\,560.$$

Средняя хронологическая моментного ряда при условии равенства периодов времени между датами, на которые имеются сведения, исчисляется по формуле:

$$\bar{y} = \frac{\frac{1}{2}y_1 + y_2 + \dots + y_{n-1} + \frac{1}{2}y_n}{n-1}.$$

Для следующего динамического ряда (табл. 42)<sup>1</sup> средняя численность больных туберкулезом в Болгарии за 1953—1957 гг. составила:

$$y = \frac{\frac{60\,530}{2} + 57\,649 + 56\,740 + 57\,113 + \frac{59\,506}{2}}{5-1} = 57\,880 \text{ больных.}$$

Если же интервалы времени неодинаковы, то средняя моментного ряда вычисляется как средневзвешенная по формуле:

$$\bar{y} = \frac{\sum yT}{\sum T}.$$

где  $T$  — период времени, в течение которого уровень динамического ряда предполагается относительно неизменным. Так, если бы в нашем распоряжении были сведения о больных туберкулезом только за 1953,

<sup>1</sup> Пример заимствован из руководства Д. Сепетлиева «Статистические методы в научных медицинских исследованиях». М., 1968, с. 182.

1954 и 1957 годы, то можно было вычислить среднюю хронологическую так:

$$\bar{y} = \frac{60\,530 \cdot 1 + 57\,649 \cdot 3 + 59\,506 \cdot 1}{1 + 3 + 1} = 58\,596 \text{ больных.}$$

Как видно, полученные средние хронологические отличаются друг от друга всего на 1,24%.

Сама по себе величина уровня еще недостаточно определяет динамический ряд. Уровень может изменяться, причем это изменение в различных рядах может происходить с различной скоростью и характеризуется величиной прироста в единицу времени. Прирост получается путем вычитания последующего члена ряда из предыдущего. Если динамический ряд возрастает, прирост имеет положительное значение. В убывающем ряду он выражается отрицательным числом и пишется со знаком минус. Если взять значения прироста и вычислить отношения к предыдущим величинам, получится относительная скорость, или темп прироста. Как и прирост, темп прироста может быть либо положительным, либо отрицательным. Так, например, прирост коэффициента рождаемости в 1960 г. по сравнению с 1950 г. равен  $24,9 - 26,7 = -1,8$ , а темп прироста, выраженный в процентах, равен  $\frac{-1,8}{26,7} \cdot 100 = -6,7\%$ .

Отношение последующего уровня к предшествующему, выраженное обычно в процентах, носит название темпа роста. Темп роста отвечает на вопрос, на сколько процентов увеличился (или уменьшился) уровень. Так, в приведенном выше примере темп роста показателей рождаемости в 1960 г. по сравнению с 1950 г. равнялся  $\frac{24,9}{26,7} \cdot 100 = 93,3\%$ .

Темп прироста за эти же годы составлял  $\frac{24,9 - 26,7}{26,7} \cdot 100 = -6,7\%$ .

Легко заметить, что темп прироста (в процентах) равняется темпу роста минус 100. В убывающих рядах показатели темпа роста и темпа прироста имеют отрицательные знаки, в нарастающих положительные.

Применение характеризующих динамические ряды показателей особенно важно при сравнительном анализе нескольких динамических рядов.

ТАБЛИЦА 43

*Коэффициенты смертности в СССР, Швейцарии, Германии и в США  
в 1920—1940 гг.  
(на 1000 населения)*

Год	СССР	Швейцария	Германия	США
1920	22,0 *	14,4	15,1	13,0
1925	23,2	12,2	11,9	11,8
1930	20,4	11,6	11,0	11,5
1935	16,3	12,1	11,8	10,9
1940	17,3 **	12,0	12,7	10,8

\* Данные за 1924 г.

\*\* Данные за 1938—1939 гг.

Как известно, коэффициенты смертности могут в большой степени служить критериями санитарного благополучия населения. Абсолютный уровень смертности в СССР в 20—30-х г.г. был выше, чем в других странах (табл. 43). Можно ли, исходя из этого, сделать вывод, что санитарное состояние населения СССР в 20—30-х годах текущего столетия оставалось неизменным? Такой вывод был бы чрезмерно поспешным и не отвечал действительности.

Анализируя ряды смертности в указанных странах, можно определить, что за 1920—1940 г.г. скорость и темп динамики смертности выражались по-разному (табл. 44).

ТАБЛИЦА 44

*Скорость и темп снижения смертности в СССР, Швейцарии, Германии и США за 1920—1940 гг.*

Показатели	СССР	Швейцария	Германия	США
Скорость снижения смертности	—4,7	—2,4	—2,4	—2,2
Темп снижения смертности в %	21,4	16,7	15,9	17,0

Как видно, и скорость, и темп снижения смертности в СССР превосходили соответствующие показатели Швейцарии, Германии и США. Следовательно, хотя в СССР в 20—30-х годах еще наблюдался унаследованный от времени царизма более высокий абсолютный уровень смертности, чем в капиталистических странах, но успехи социалистического строительства, обеспечив быстрые темпы улучшения материально-бытовых и санитарных условий жизни населения, привели и к более быстрому снижению смертности в СССР, чем в указанных капиталистических странах.

Этот вывод станет еще нагляднее, если сравнить средние коэффициенты смертности в СССР и некоторых капиталистических странах за больший промежуток времени, например, за 1913 г. и за 1967 г. (табл. 45).

ТАБЛИЦА 45

*Коэффициенты смертности в СССР, в Англии, в США и во Франции (на 1000 населения) за 1913 и 1967 гг. и показатели их динамики*

Годы	СССР	Англия	Франция	США
1913	29,1	14,3	17,7	13,8
1967	7,6	11,2	10,8	9,4
Скорость (в ‰)	—22,5	—3,1	—6,9	—4,4
Темп снижения смертности в %	77	22	39	32

Как видно из табл. 45, темп снижения смертности населения СССР в несколько раз превзошел соответствующие показатели Англии, Франции и США.

На этом примере можно убедиться в том, что сравнение абсолютного уровня еще недостаточно для сравнительного анализа динамических

рядов: необходимо одновременно анализировать показатели скорости и темпа роста (или снижения) этих рядов.

Для вычисления среднегодовых темпов роста и прироста ряда применяется средняя геометрическая, равная корню степени  $n$  из произведения годовых показателей темпа, т. е.  $\sqrt[n]{T_1 \cdot T_2 \cdot T_3 \cdot \dots \cdot T_n}$ , где  $T$  означает годовые показатели темпа (роста или прироста), а  $n$  — число показателей. Так, например, для динамического ряда коэффициентов смертности в СССР за 1920—1940 г.г. (табл. 43) темпы роста таковы:

$$\text{для 1925 г. } \frac{23,2}{22,0} \cdot 100 = 105,5\%$$

$$\text{для 1930 г. } \frac{20,4}{23,2} \cdot 100 = 87,9\%$$

$$\text{для 1935 г. } \frac{16,3}{20,4} \cdot 100 = 79,9\%$$

Соответственно для 1938—1939 г.г. этот показатель равен 106,1%. Средний темп снижения смертности за 1920—1939 г. г. равен:  $\sqrt[4]{105,5 \times 87,9 \times 79,9 \times 106,1} = 94,14\%$ , а темп прироста составил (—5,86%). Средний темп роста (снижения) можно также вычислять по формуле:  $\sqrt[n]{(y_n : y_1) \cdot 100}$ , где  $y_n$  — конечный уровень, а  $y_1$  — начальный уровень ряда.

Извлечение корня при пользовании обеими формулами следует производить с помощью таблицы логарифмов.

ТАБЛИЦА 46

*Детская смертность  
на 1000 населения СССР*

Год	Уровень
1959	41
1960	35
1961	32
1962	32
1963	31
1964	29
1965	27
1966	26
1967	26

**Выравнивание.** Динамические ряды отражают динамику исследуемого явления. Однако эта динамика иногда представлена не в виде непрерывного меняющегося уровня, а отдельными скачкообразными изменениями. Для того, чтобы получить общее представление об изменениях на протяжении всего ряда, недостаточно знать отдельные его составляющие. Эти числа могут отражать не только общую тенденцию, но и влияние более или менее случайных факторов.

Например, ряд динамики коэффициентов детской смертности в СССР (табл. 46) свидетельствует не только об общей тенденции к снижению смертности, но и об отдельных «случайных влияниях» на ее размеры, вызывающих колебания показателей.

Основное, что определяет динамику детской смертности в СССР, это успехи социалистического строительства, приводящие к улучшению материально-бытовых условий населения, к усилению и расширению мероприятий по оздоровлению его труда и быта, охране здоровья и т. п. Все это, естественно, способствует неуклонному снижению уровня детской смертности.

Однако эта основная линия развития динамического ряда показателей смертности может нарушаться не имеющими прямой связи с ней «случайными» влияниями.

Для выявления динамики изучаемого ряда такой, какой она была бы вне влияния «случайных» факторов, другими словами, для выявления основной тенденции развития изучаемого явления, необходимо произвести выравнивание ряда.

Выравнивание это должно производиться по линии, наиболее точно отражающей подлинную динамику изучаемого явления. Такой линией служит обычно парабола соответствующего порядка. Во взятом примере парабола первого порядка, т. е. прямая линия, наиболее точно может характеризовать подлинную динамику снижения детской смертности в СССР.

Уравнение прямой линии имеет вид:  $y' = a_0 + a_1x$ , где  $x$  — порядковый номер года, или любого иного периода времени,  $y'$  — теоретические уровни. Значения постоянных  $a_0$  и  $a_1$  получаются из уравнений  $a_0n + a_1\sum x = \sum y$  и  $a_0\sum x + a_1\sum x^2 = \sum xy$ , где  $y$  — фактические уровни,  $n$  — число членов ряда. Произведем выравнивание по этой формуле ряда показателей детской смертности в СССР (табл. 47). Ввиду того, что безразлично, с какого момента начинать отсчет порядковых номеров отдельных периодов времени, для удобства последующей работы можно начать это исчисление с середины ряда, т. е. с 1963 г.

ТАБЛИЦА 47

• Выравнивание ряда показателей детской смертности за 1959—1967 гг.

Год	$x$	$y$	$xy$	$x^2$	$y'$
1959	-4	41	-164	16	37,8
1960	-3	35	-105	9	36,1
1961	-2	32	-64	4	34,4
1962	-1	32	-32	1	32,7
1963	0	31	0	0	31,0
1964	1	29	29	1	29,3
1965	2	27	54	4	27,6
1966	3	26	78	9	25,9
1967	4	26	104	16	24,2
$n=9$	$\sum x=0$	$\sum y=279$	$\sum xy=-100$	$\sum x^2=60$	—

Если число членов ряда четное, то счет ведут от середины интервала, между двумя срединными годами ряда, считая промежутки времени по полугодиям. Например, при 6 членах ряда  $x$  имел бы следующие значения:

1961 г. . . . .	-5
1962 г. . . . .	-3
1963 г. . . . .	-1
1964 г. . . . .	1
1965 г. . . . .	3
1966 г. . . . .	5



Использование такого приема ввиду того, что всегда  $\Sigma x = 0$ , приводит к упрощению формул для расчета  $a_0$  и  $a_1$  и они будут иметь

$$\text{вид: } a_0 n = \Sigma y \text{ или } a_0 = \frac{\Sigma y}{n}; \quad a_1 \Sigma x^2 = \Sigma xy \text{ или } a_1 = \frac{\Sigma xy}{\Sigma x^2}.$$

$\Sigma x^2$  может быть определена или непосредственно путем возведения в квадрат всех членов ряда  $x$  и суммирования квадратов, или по фор-

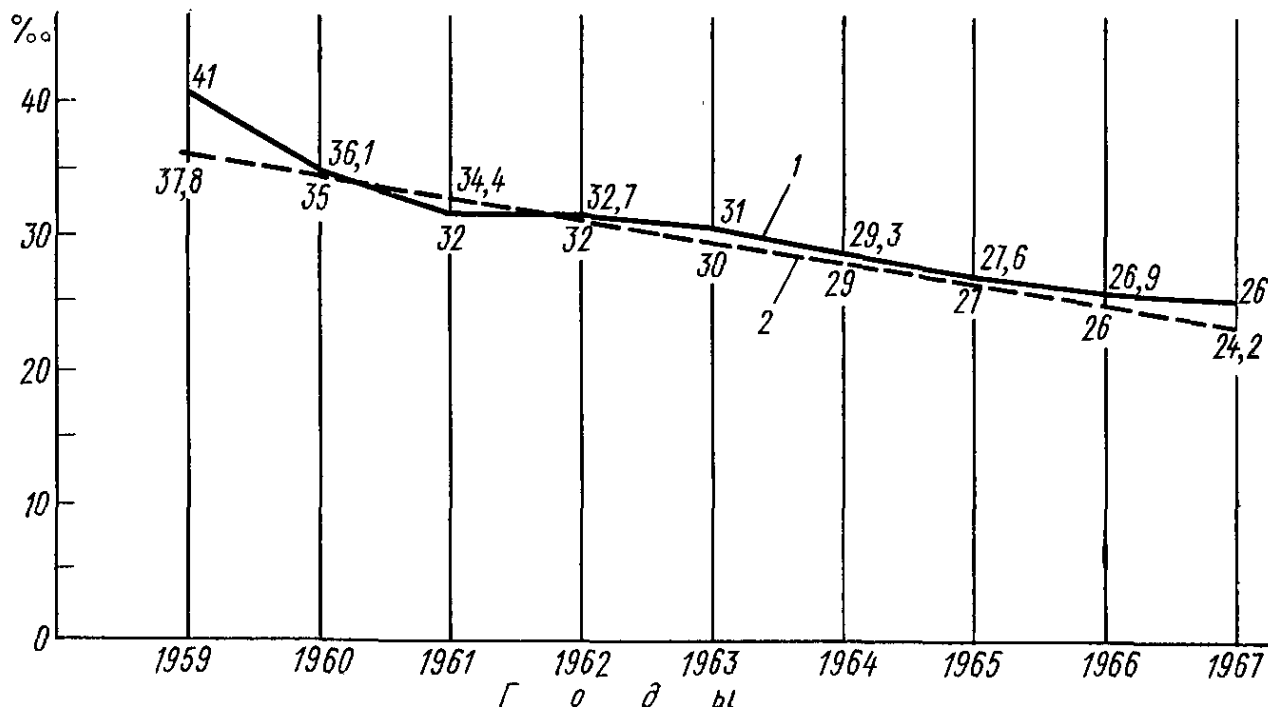


Рис. 7. Выравнивание по прямой. Детская смертность в СССР в 1959—1967 гг. (на 1000 родившихся).

1 — до выравнивания; 2 — после выравнивания.

муле суммы квадратов натурального ряда чисел от 1 до  $n$ , которая равна  $\frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$ .

Во взятом примере имеется два ряда натуральных чисел от 1 до 4, следовательно, сумма их квадратов:

$$\Sigma x^2 = \frac{4(4+1)(2 \cdot 4+1)}{6} \cdot 2 = 60.$$

Подставив полученные значения в приведенные выше уравнения для определения  $a_0$  и  $a_1$  получим:

$$a_0 = 279 : 9 = 31,0 \text{ и } a_1 = (-100) : 60 = -1,7.$$

Подставляя эти значения в уравнение  $y_0 = a_0 + a_1 x$  и придавая  $x$  последовательные значения чисел ряда  $x$ , получим выравненный ряд показателей детской смертности, представленный в табл. 47 в графе  $y'$ . Так, для 1959 г.  $y' = 31,0 + (-1,7) \cdot (-4) = 37,8$ , для 1960 г.  $y_1 = 31,0 + (-1,7) \cdot (-3) = 36,1$  и т. д.

Динамические ряды коэффициентов детской смертности до и после выравнивания представлены на рис. 7.

В тех случаях, когда развитие явления соответствует линии, называемой параболой второго порядка, выравнивание производится по формуле  $y' = a_0 + a_1x + a_2x^2$ , а значения  $a_0$ ,  $a_1$  и  $a_2$  получаются из уравнений

$$\begin{aligned} a_0n + a_1 \Sigma x + a_2 \Sigma x^2 &= \Sigma y \\ a_0 \Sigma x + a_1 \Sigma x^2 + a_2 \Sigma x^3 &= \Sigma xy \\ a_0 \Sigma x^2 + a_1 \Sigma x^3 + a_2 \Sigma x^4 &= \Sigma x^2y. \end{aligned}$$

Числовые данные для примера выравнивания по параболе 2-й степени, приводимого в табл. 48, заимствованы у Д. Сепетлиева «Статистические методы в научных медицинских исследованиях», М., 1968, стр. 197—198.

ТАБЛИЦА 48

*Заболееваемость (на 100 тыс. населения) бешенством в Болгарии в 1943—1951 гг.*

Годы	$y$	$x$	$x^2$	$x^3$	$x^4$	$xy$	$x^2y$	$y'$
1943	9	0	0	0	0	0	0	7,53
1944	14	1	1	1	1	14	14	18,39
1945	29	2	4	8	16	58	116	26,10
1946	29	3	9	27	81	87	261	30,62
1947	40	4	16	64	254	100	640	32,00
1948	22	5	25	125	625	110	550	30,20
1949	26	6	36	216	1296	156	936	25,24
1950	18	7	49	343	2404	126	882	17,10
1951	6	8	64	512	4026	48	384	5,82
$n=9$	193	36	204	1296	8772	750	3783	193,00

Пользуясь приведенными выше формулами, составляем три уравнения, числа для которых получены в табл. 48.

$$\begin{aligned} 9a_0 + 36a_1 + 204a_2 &= 193, \\ 36a_0 + 204a_1 + 1296a_2 &= 750, \\ 204a_0 + 1296a_1 + 8772a_2 &= 3783. \end{aligned}$$

Решая эти уравнения, получаем значения  $a_0 = 7,53$ ,  $a_1 = 12,45$  и  $a_2 = -1,583$ . Тогда формула параболы 2-й степени, характеризующая динамику заболеваемости бешенством в Болгарии, будет иметь следующий вид:

$$y' = 7,53 + 12,45x - 1,583x^2.$$

Подставляя в эту формулу поочередно значения  $x$  и  $x^2$  для каждого года, получаем ряд  $y'$  (последняя графа табл. 48).

$$\begin{aligned} \text{Так, для 1943 г. } y_T &= 7,53 + 12,45 \cdot 0 - 1,583 \cdot 0 = 7,53; \\ \text{для 1944 г. } y_T &= 7,53 + 12,45 \cdot 1 - 1,583 \cdot 1 = 18,39; \\ \text{для 1945 г. } y_T &= 7,53 + 12,45 \cdot 2 - 1,583 \cdot 4 = 26,10 \text{ и т. д.} \end{aligned}$$

Результаты выравнивания приведены на рис. 8.

Можно производить выравнивание и по параболе третьего порядка и даже четвертого, но в санитарной статистике потребность в них может

встретиться относительно редко. Формулы для таких вычислений имеются в специальных руководствах.

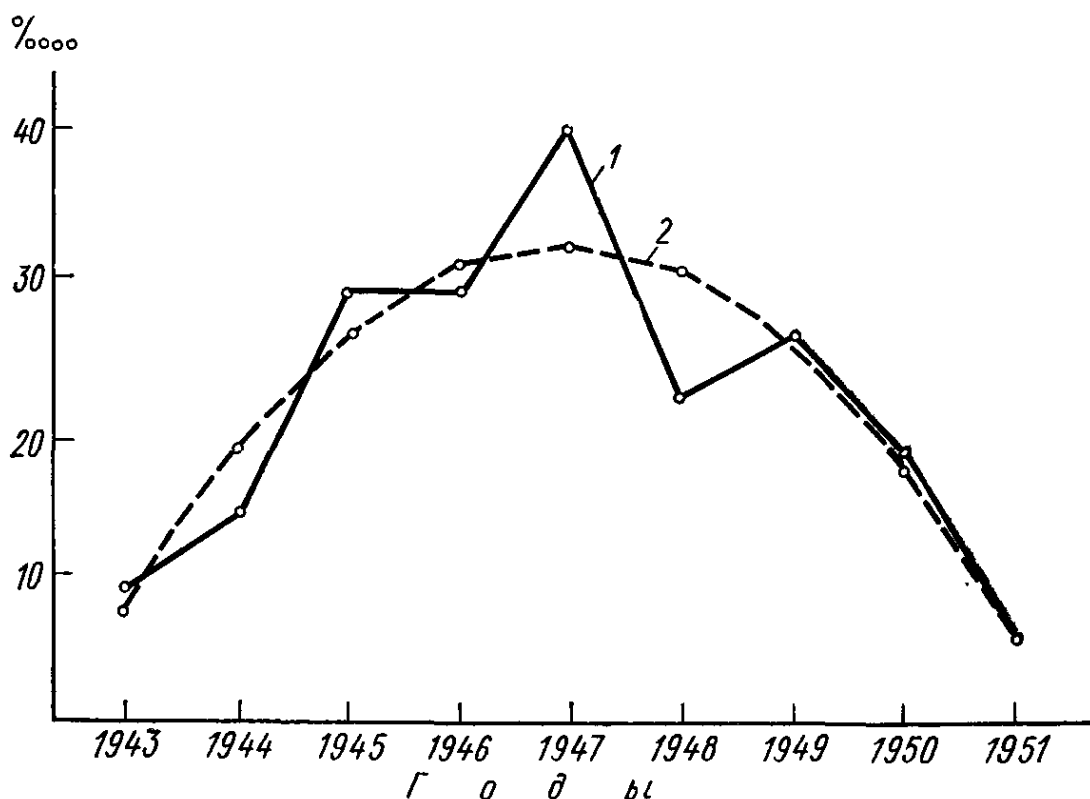


Рис. 8. Выравнивание по параболе 2-го порядка. Заболеваемость бешенством в Болгарии с 1944 по 1951 гг. (на 100 000 населения).

1 — до выравнивания; 2 — после выравнивания.

Необходимое требование при выборе формул для выравнивания — предварительный материальный анализ динамического ряда на основе общей теории изучаемого явления. Выполнение этого требования необходимо потому, что только таким образом можно выбрать линию, наиболее отвечающую подлинной динамике исследуемого явления, и избежать грубого эмпиризма в результате подбора ее на глаз.

ТАБЛИЦА 49

Сглаживание ряда коэффициентов  
детской смертности в СССР  
в 1959—1967 гг.  
(метод скользящей средней)

Год	Коэффициенты смертности в %	
	до сглаживания	после сглаживания
1959	41	—
1960	35	36
1961	32	33
1962	32	32
1963	31	31
1964	29	29
1965	25	25
1966	26	26
1967	26	—

**Сглаживание.** Особым способом обработки чисел динамического ряда является сглаживание по скользящей средней. Этот метод позволяет до некоторой степени устранить влияние случайных колебаний на уровни динамического ряда и способствует выявлению отражаемой им основной тенденции. Сущность этого метода заключается в том, что каждый уровень заменяется средним из него же и соседних с ним уровней.

Например, динамический ряд коэффициентов детской смертности в СССР в 1959—1967 гг. после сглаживания примет следующий вид (табл. 49).

При сопоставлении этих чисел с числами ряда, полученного путем выравнивания по прямой, видно, что основная тенденция — снижение детской смертности в СССР — выявляется по уровням сглаженного ряда несколько хуже, чем числами, полученными после выравнивания, но все же лучше, чем первоначальными уровнями необработанного ряда.

Сглаженные числа получены следующим образом для 1960 г.  $(41 + 35 + 32) : 3 = 36$ ; для 1961 г.  $\frac{35 + 32 + 32}{3} = 33$ ; для 1962 г.  $\frac{32 + 32 + 31}{3} = 32$  и т. д.

**Укрупнение периодов.** Более простым, чем выравнивание или сглаживание, но менее точным приемом выявления основных закономерностей, проявляющихся в динамическом ряду, является укрупнение периодов.

Так, например, помесечные числа родившихся в СССР в 1968 г. были таковы (в тысячах):

Январь	— 409,5	Июль	— 350,5
Февраль	— 351,8	Август	— 345,5
Март	— 391,4	Сентябрь	— 332,6
Апрель	— 372,9	Октябрь	— 333,7
Май	— 383,4	Ноябрь	— 319,2
Июнь	— 341,3	Декабрь	— 309,8

Всего за год — 4241,6

Приведенные числа на первый взгляд создают впечатление об относительно равномерной рождаемости по месяцам года. Однако, если укрупнить периоды динамического ряда и вместо помесечных чисел родившихся взять поквартальные, то получится:

I квартал	— 1152,7	тыс.
II »	— 1097,6	»
III »	— 1028,6	»
IV »	— 962,7	»

Всего за год 4241,6 тыс.

При взгляде на этот динамический ряд ясно видна тенденция к снижению рождаемости в третьем и четвертом кварталах по сравнению с первым и вторым кварталами.

**Измерение сезонных колебаний.** При изучении динамики заболеваемости и смертности часто обнаруживается, что заболеваемость (смертность) от отдельных болезней проявляет значительную «сезонность», т. е. возрастает в одни месяцы года и снижается в другие. Таковы, например, колебания чисел заболеваний гриппом и острым катаром верхних дыхательных путей, дизентерией, брюшным тифом и рядом других инфекционных болезней. Для того, чтобы отличить сезонные повышения заболеваемости от подлинного повышения ее, обусловленного ухудшением эпидемиологического состояния, а сезонное понижение заболеваемости отличить от подлинного снижения, вызванного

проведенными оздоровительными мероприятиями, надо уметь измерять уровень сезонных колебаний. Для большей уверенности в том, что помесечные колебания чисел больных носят действительно сезонный характер, лучше определять сезонный уровень по данным не одного года, а нескольких лет. Так, например, средние ежемесячные числа больных какой-либо болезнью за несколько лет таковы:

Январь . . . . .	750	Май . . . . .	1200	Сентябрь . . . . .	1250
Февраль . . . . .	1250	Июнь . . . . .	900	Октябрь . . . . .	1400
Март . . . . .	1550	Июль . . . . .	850	Ноябрь . . . . .	1550
Апрель . . . . .	1500	Август . . . . .	950	Декабрь . . . . .	900

Всего в среднем за год — 14 050 заболеваний.

Для определения сезонности заболеваемости следует пользоваться отношением среднедневного числа заболеваний в каждом месяце к среднедневному годовому числу заболеваний. Это отношение для удобства выражается в процентах. В примере среднедневное годовое число заболеваний равняется  $\frac{14\ 050}{365} = 38,5$ , а среднедневные числа составляют:

для января  $\frac{750}{31} = 24,2$ ; для февраля  $\frac{1250}{28} = 44,6$ ; для марта  $\frac{1\ 550}{31} = 50,0$ ; для апреля  $\frac{1500}{30} = 50,0$  и т. д.

Месячные показатели сезонных колебаний заболеваемости данной болезнью составляют для января  $\frac{24,2}{38,5} \cdot 100 = 62,3\%$ , для февраля  $\frac{44,6}{38,5} \cdot 100 = 105,8\%$ , для марта  $\frac{50,0}{38,5} \cdot 100 = 129,9\%$  и т. д.

Конечные результаты исчислений месячных колебаний заболеваемости в процентах к среднегодовому уровню таковы:

Январь . . . . .	62,3	Май . . . . .	100,5	Сентябрь . . . . .	108,3
Февраль . . . . .	105,8	Июнь . . . . .	77,9	Октябрь . . . . .	114,8
Март . . . . .	129,9	Июль . . . . .	71,2	Ноябрь . . . . .	134,3
Апрель . . . . .	129,9	Август . . . . .	79,5	Декабрь . . . . .	75,3

Из приведенных чисел видно, что заболеваемость характеризуется ясно выраженным весенним и осенним подъемом и соответствующим понижением в летние и зимние месяцы.

## Глава X ИЗМЕРЕНИЕ СВЯЗИ

**Корреляция.** Все явления в природе и в обществе находятся во взаимной связи. «Первое, что нам бросается в глаза при рассмотрении движущейся материи, — это взаимная связь отдельных движений отдельных тел между собой, их обусловленность друг другом»<sup>1</sup>.

Различают две формы связи: функциональную и корреляционную.

**Функциональная связь** означает строгую зависимость явлений. Объем шара зависит от длины его радиуса: чем больше радиус, тем больше объем; степень расширения тела определяется тем-

<sup>1</sup> К. Маркс и Ф. Энгельс. Собр. соч., изд. 2, т. 20, с. 544.

пературой нагревания и т. п. При функциональной связи изменение какого-либо одного явления вызывает обязательно строго определенные изменения другого явления.

При корреляционной связи изменение какого-либо признака связано главным образом, но не исключительно, с изменениями другого признака. Например, вес человека зависит в основном от его роста. Однако, помимо роста, на величину веса влияют и другие факторы: питание, количество сил, затрачиваемых на работу, состояние здоровья и пр. Поэтому у лиц одинакового роста относительно редко встречаются одни и те же величины веса, обычно вес варьирует в определенных пределах.

Корреляционная связь изучается статистическими методами.

Наличие связи между изучаемыми явлениями (признаками) может быть заподозрено уже на основании параллельного изменения статистических рядов; окончательное же решение вопроса о том, имеется ли в действительности эта связь, принадлежит не статистике, и достигается только путем ознакомления с материальной природой явлений при помощи изучающих их специальных наук. Качественный анализ позволяет установить не только наличие, но и характер связи, т. е. определить, представляет ли эта связь результат причинной зависимости одного явления от другого, либо их взаимной зависимости, взаимного причинного влияния друг на друга, либо оба явления зависят от какого-то третьего.

Так, например, наблюдая имевшие место в прошлом изменения показателей детской смертности в связи с изменением температуры воздуха в летние месяцы года, часто отмечали повышение детской смертности, особенно от желудочно-кишечных расстройств, в месяцы с наиболее высокой температурой. Естественно предположить наличие какой-то связи между температурой воздуха и размерами детской смертности. Однако, лишь после конкретного ознакомления с проблемой детской смертности можно выяснить, какова действительная причинная связь между уровнем смертности и температурой.

Точно так же параллельное снижение показателей детской смертности и показателей рождаемости само по себе не говорит о зависимости уровня рождаемости от уровня детской смертности. Такая зависимость может быть установлена только путем социально-гигиенического анализа проблемы рождаемости.

Параллельное изменение статистических рядов само по себе еще не говорит о действительном наличии связи, так как может быть обусловлено случайным совпадением многих обстоятельств, не связанных друг с другом. Как говорит Энгельс, «нельзя конструировать связи и вносить их в факты, а надо извлекать их из фактов и, найдя, доказывать их, насколько это возможно, опытным путем»<sup>1</sup>.

При наличии действительной связи, установленной на основе конкретного анализа материальной природы изучаемых явлений, статистика дает возможность измерить размер (тесноту) этой связи и установить степень зависимости между изучаемыми явлениями.

---

<sup>1</sup> К. Маркс и Ф. Энгельс. Собр. соч., изд. 2, т. 20, с. 370—371.

**Коэффициент корреляции.** Одним из способов измерения связи является вычисление коэффициента корреляции.

При положительной (прямой) связи, когда изменение одного какого-либо явления идет в том же направлении, что и другого (например, рост экономической обеспеченности и улучшение питания населения), коэффициент корреляции может принимать любое значение в пределах от 0 до +1. В случае отрицательной (обратной) связи, когда изменение одного из изучаемых явлений сопровождается изменением другого в обратном направлении (например, снижение заболеваемости полиомиелитом по мере увеличения числа прививок против этой болезни), коэффициент корреляции выражается отрицательным числом и соответственно находится в пределах от 0 до (-1).

Чем ближе размер коэффициента к 1 или (-1), тем соответственно больше, теснее измеряемая им прямая или обратная связь. Коэффициент корреляции, равный 0, говорит о полном отсутствии связи. Оценка размеров корреляции может производиться по следующей схеме (табл. 50).

ТАБЛИЦА 50

Схема оценки коэффициента корреляции

Оценка корреляции	Величина коэффициента корреляции при наличии	
	прямой связи	обратной связи
Малая (слабая)	0—0,29	0 — (- 0,29)
Средняя (умеренная)	0,3—0,69	(- 0,3) — (- 0,69)
Большая (сильная)	0,7—1,0	(- 0,7) — (- 1,0)

Коэффициент корреляции вычисляется по формуле:

$$r_{xy} = \frac{\sum d_x d_y}{\sqrt{\sum d_x^2 \cdot \sum d_y^2}}$$

В этой формуле  $r_{xy}$  обозначает коэффициент корреляции,  $x$  и  $y$  — коррелируемые ряды,  $d_x$  и  $d_y$  — отклонения каждого из чисел этих рядов от их средних. Число парных членов в коррелируемых рядах обозначается  $n$ .

Приведем пример вычисления коэффициента корреляции по этой формуле (табл. 51).

Ход вычислений здесь чрезвычайно прост. Суммируя ряды  $x$  и  $y$ , получаем  $\sum x = 285$  и  $\sum y = 970$ . Вычисляем средние арифметические этих рядов:  $\bar{x} = 285 : 10 = 28,5$  и  $\bar{y} = 970 : 10 = 97$ . Числа  $d_x$  и  $d_y$  представляют собой разность между соответствующими значениями  $x$  и  $y$  и средними арифметическими этих рядов. Так, для ряда  $x$ :  $d_{x_1} = x_1 - \bar{x} = 15 - 28,5 = -13,5$ ;  $d_{x_2} = 18 - 28,5 = -10,5$  и т. д. Возводя поочередно числа рядов  $d_x$  и  $d_y$  в квадрат, получаем ряды  $d_x^2$  и  $d_y^2$ ; перемножая попарно числа рядов  $d_x$  и  $d_y$  между собой, получаем значения  $d_x d_y$ . Подсчитываем суммы этих рядов и подставляем их в формулу

$$r_{xy} = \frac{\sum d_x d_y}{\sqrt{\sum d_x^2 \sum d_y^2}} = \frac{-765}{\sqrt{742,5 \cdot 1010}} = -0,88$$

Корреляция между возрастом матери и количеством сцеженного или высосанного молока из одной груди при шестом кормлении <sup>1</sup>

Номер обследования	Возраст матери (x)	Количество молока в груди (y)	$d_x$	$d_y$	$d_x^2$	$d_y^2$	$d_x d_y$
1	15	110	-13,5	13	182,25	169	-175,5
2	18	100	-10,5	3	110,25	9	-31,5
3	21	105	-7,5	8	56,25	64	-60,0
4	24	110	-4,5	13	20,25	169	-58,5
5	27	105	-1,5	8	2,25	64	-12,0
6	30	90	1,5	-7	2,25	49	-10,5
7	33	95	4,5	-2	20,25	4	-9,0
8	36	90	7,5	-7	56,25	49	-52,7
9	39	85	10,5	-12	110,25	144	-126
10	42	80	13,5	-17	182,25	289	-229,5
$n = 10$	$\Sigma x = 285$	$\Sigma y = 970$	$\Sigma d_x = 0$	$\Sigma d_y = 0$	$\Sigma d_x^2 = 742,5$	$\Sigma d_y^2 = 1010$	$\Sigma d_x d_y = 765$

<sup>1</sup> Числовые данные заимствованы у Д. Сепетлиева „Статистические методы в научных медицинских исследованиях“. М., 1968, стр. 238.

Вычисление коэффициента корреляции при малом числе наблюдений несложно. Если же члены коррелируемых рядов приведены в виде сгруппированных данных, вычислительная работа затрудняется.

В таких случаях рекомендуется прибегать к построению так называемой корреляционной решетки, при пользовании которой могут быть одновременно вычислены для коррелируемых рядов не только коэффициент корреляции, но и средние арифметические и средние квадратические отклонения.

**Вычисление коэффициента корреляции на сгруппированных данных.** Для примера вычислим корреляцию между ростом и весом 95 мальчиков 12 лет.

Корреляционная решетка состоит из нескольких вертикальных столбцов, в заголовках которых указаны интервалы для вариантов одного ряда (в примере — вес мальчиков), и горизонтальных строк, заголовки которых соответствуют интервалам второго ряда (роста мальчиков). В каждой клетке решетки проставляется число мальчиков, имеющих рост и вес, равный соответствующим вариантам обоих рядов (табл. 52).

В табл. 52, например, число 1, стоящее на пересечении вертикального столбца с заголовком 24,5 — 25,4 кг и горизонтальной строки с заголовком 121,5 — 123,4 см означает, что среди обследованных школьников только один имел одновременно вес в пределах 24,5—25,4 кг и рост в пределах 121,5—123,4 см. Точно так же число 7, стоящее на перекрестке столбца с заголовком 29,5—30,4 кг и строки с заголовком 133,5—135,4 см, показывает, что среди обследованных 7 человек имели рост в пределах 133,5—135,4 см, а вес — в пределах 29,6—30,4 кг.



Корреляционная решетка

Вес в кг (y)	Рост в см (x)												$p$	$a$	$p a x$	$p a^2 x^2$	$f p x_d$	$p a f p x_d$				
	23,5—24,4	24,5—25,4	25,5—26,4	26,5—27,4	27,5—28,4	28,5—29,4	29,5—30,4	30,5—31,4	31,5—32,4	32,5—33,4	33,5—34,4	34,5—35,4							35,5—36,4	36,5—37,4	37,5—38,4	38,5—39,4
121,5—123,4	1	1	1														2	—7	—14	98	—11	77
123,5—125,4	1	1	2														1	—6	—6	36	—7	42
125,5—127,4		1	1	1													5	—5	—25	125	—23	115
127,5—129,4	1	1	1	3	1												8	—4	—32	128	—30	120
129,5—131,4		1	1	1	1	1											6	—3	—18	54	—14	42
131,5—133,4		1	1	1	1	1	1										5	—2	—10	20	—10	20
133,5—135,4				1	1	1	1	1									12	—1	—12	12	—9	9
135,5—137,4				1	1	1	3	2	2	2							14	0	0	0	—2	0
137,5—139,4							2		4	3	4						11	1	11	11	33	33
139,5—141,4						1	1	2	2	1							8	2	16	32	10	20
141,5—143,4							1	1	1	2							9	3	27	81	44	132
143,5—145,4									1	1	1						4	4	16	64	13	52
145,5—147,4										1							3	5	15	75	14	70
147,5—149,4																	6	6	36	216	37	222
149,5—151,4																	1	7	7	49	6	42
$p_y$	2	3	4	6	5	6	17	10	3	8	10	5	5	7	0	1	3	95	1001	51	996	
$a_y$	—7	—6	—5	—4	—3	—2	—1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9					
$p_y a_y$	—14	—18	—20	—24	—15	—12	—17	0	3	16	30	20	25	42	0	8	27	51				
$p_y a_y^2$	98	108	100	96	45	24	17	0	3	32	90	80	125	252	0	64	243	1377				

В столбце  $p_x$  и строке  $p_y$  проставляются суммы соответствующих строк и столбцов, т. е. суммы частот. Вычисление средней арифметической и среднего квадратического отклонения производятся по правилам, изложенным в главе V. Примем за условную среднюю ряда  $x$  середину интервала 135,5 — 137,4 см, т. е. 136,5 см, а за условную среднюю ряда  $y$  — середину интервала 30,5—31,4 кг, или 31 кг и обозначим через  $a_x$  отклонения вариант в единицах интервала от условной средней ряда  $x$ , а через  $a_y$  — соответствующие отклонения ряда  $y$ .

Числа рядов  $p_x a_x$ ,  $p_y a_y$  получаются: первые — перемножением чисел  $p_x$  и  $a_x$ , вторые — перемножением чисел  $p_y$  и  $a_y$ . Перемножая соседние числа рядов  $a_x$  и  $p_x a_x$  получим числа ряда  $p_x a_x^2$ , точно так же соответствующим перемножением чисел рядов  $p_y a_y$  на  $a_y$  получим величины ряда  $p_y a_y^2$ . Все вычисления для ряда  $x$  располагаются в вертикальных столбцах справа от таблицы, а для ряда  $y$  — в горизонтальных строках ниже основной таблицы. Так, например, число (—14) в строке  $p_y a_y$  получено путем перемножения числа 2 из строки  $p_y$  на нижестоящее число (—7) в строке  $a_y$ , число (—18) в строке  $p_y a_y$  соответственно умножением числа 3 на (—6) и т. д. В строке  $p_y a_y^2$  число 98 получено путем умножения числа (—7) из строки  $a_y$  — на число (—14) из строки  $p_y a_y$ ; соответственно число 108 получено путем перемножения чисел (—6) и (—18) и т. д.

Таким же образом в столбце  $p_x a_x$  число (—14) получено путем перемножения числа 2 из столбца  $p_x$  на (—7) из столбца  $a_x$ , число (—6) в столбце  $p_x a_x$  — умножением  $p_x = 1$  на  $a_x = -6$  и т. д. В столбце  $p_x a_x^2$  число 98 является результатом умножения  $a_x = -7$  на  $p_x a_x = -14$ , число 36 — результатом умножения  $a_x = -6$  на  $p_x a_x = -6$  и т. д.

Предпоследний столбец справа ( $p_x a_y$ ) получают путем последовательного суммирования произведений частот, записанных в каждой горизонтальной строке, на соответствующие величины  $a_y$ . Так число —11 для первой клетки ряда  $p_x a_y$  получается путем умножения частот в строке 121,5—123,4 см на соответствующие им отклонения  $1 \times (-6) + 1 \times (-5) = -11$ ; число (—30) в строке 127,5 — 129,4 см, получено таким же образом:  $1 \times (-7) + 1 \times (-5) + 3 \times (-4) + 1 \times (-3) + 1 \times (-2) + 1 \times (-1) = -30$  и т. д. Перемножение чисел столбцов  $a_x$  и  $p_x a_y$  дает числа столбца  $p_x a_y a_x$ , например,  $a_x = -7$ ,  $p_x a_y = -11$ ,  $p_x a_y a_x = 77$  и т. д.

Суммируем числа всех столбцов и строк. Получаем:  $\Sigma p_x = 95 = \Sigma p_y = n = 95$ , т. е. обе суммы обозначают число измеренных школьников,  $\Sigma p_x a_x = 11$ ,  $\Sigma p_x a_x^2 = 1001$ ,  $\Sigma p_y a_y = 51$ ,  $\Sigma p_y a_y^2 = 1377$ ,  $\Sigma p_x a_y = 51$  и  $\Sigma p_x a_y a_x = 996$ .

Полученные суммы дают возможность вычислить все необходимые характеристики коррелируемых вариационных рядов.

Средние арифметические обоих рядов равны, как известно (глава V)  $\bar{x} = A + \gamma \frac{\Sigma p a}{n}$ , где  $\gamma$  — величина интервала — для ряда  $x$  — 2 см, для ряда  $y$  — 1 кг. Средняя роста  $\bar{x} = 136,5 + 2 \cdot \frac{11}{95} = 136,74$  см, средняя веса  $\bar{y} = 31,0 + 1 \cdot \frac{51}{95} = 31,54$  кг.

Средние квадратические отклонения вычисляем (глава V) по формуле

$$\sigma_x = \gamma \sqrt{\frac{\sum p a^2}{n} - \left(\frac{\sum p a}{n}\right)^2}, \text{ т. е.}$$

$$\sigma_x = 2 \sqrt{\frac{1\,001}{95} - \left(\frac{11}{95}\right)^2} = 6,48; \quad \sigma_y = 1 \sqrt{\frac{1\,377}{95} - \left(\frac{51}{95}\right)^2} = 3,77.$$

Коэффициент корреляции в случае сгруппированных данных вычисляется по формуле:

$$r_{xy} = \frac{\sum p_x a_y a_x - n \frac{\sum p_x a_x}{n} \cdot \frac{\sum p_y a_y}{n}}{n \sigma'_x \sigma'_y},$$

где  $\sigma' = \frac{\sigma}{\gamma}$ , т. е. среднему квадратическому отклонению, взятому в условно приравненных к единице величинах интервала.

В примере  $\sigma'_x = 6,48 : 2 = 3,24$ ;  $\sigma'_y = 3,77 : 1 = 3,77$  и, следовательно

$$r_{xy} = \frac{996 - 95 \cdot \frac{11}{95} \cdot \frac{51}{95}}{95 \cdot 3,24 \cdot 3,77} = 0,85.$$

Достоверность коэффициента корреляции проверяется сравнением его с величиной вычисляемой средней ошибки. Средняя ошибка коэффициента корреляции равна:  $m_r = \frac{1-r^2}{\sqrt{n}}$ . В данном примере:

$$m_r = \frac{1-0,85^2}{95} = 0,03.$$

Величина коэффициента корреляции считается достоверной, если не менее чем в 3 раза превышает свою среднюю ошибку. В противном случае необходимо увеличить число наблюдений и вновь вычислить коэффициент корреляции и его ошибку, ибо, как видно из формулы,  $m_r$  обратно пропорционально  $\sqrt{n}$ . Если и после этого коэффициент корреляции не превышает своей средней ошибки в 3 раза, следует усомниться в наличии корреляции.

При малых числах наблюдений достоверность коэффициента корреляции определяется по специальной таблице (приложение X).

Например, по различным графствам Ирландии за 1914—1922 имелись следующие сведения (табл. 53).

Коэффициент корреляции в данном случае равен 0,89. Так как в данном случае имеется всего 5 пар наблюдений, то число степеней свободы  $n' = 5 - 1 = 4$ . Обращаемся к приложению X.

При данном числе степеней свободы, полученное значение коэффициента корреляции превышает табличное для вероятности  $P = 0,02$  (графа 4). Следовательно, с вероятностью большей чем 98% можно утверждать, что величина уровня смертности от рака в значительной степени зависит от наличия и качества медицинской помощи. Это дает основание полагать, что некоторая доля увеличения частоты рака

может быть отнесена за счет улучшения методов его распознавания врачами и за счет увеличения доступности медицинской помощи населению.

ТАБЛИЦА 53

*Корреляция между уровнем смертности от рака и долей смертей, удостоверенных врачами*

Название графства	Умерло от рака на 10 000 населения ( $x$ )	Процент смертей, удостоверенных врачами ( $y$ )
Дублин . . . . .	12,6	55,5
Лаут . . . . .	11,7	76,2
Голуэй . . . . .	6,7	36,9
Роскоммон . . . . .	5,2	32,5
Мэйо . . . . .	5,1	28,2

**Коэффициент регрессии.** Знание коэффициента корреляции дает возможность установить и величину регрессии, т. е. степени изменения одной величины при соответствующем изменении другой.

Коэффициент регрессии  $R_{\frac{x}{y}}$ , или величина изменения  $x$  при соответствующем изменении  $y$ , равен:

$$R_{\frac{x}{y}} = r \frac{\sigma_x}{\sigma_y}.$$

Для того, чтобы установить, насколько изменяется в среднем вес мальчика 12 лет при увеличении его роста на 1 см, по данным табл. 52 вычисляем:

$$R_{\frac{x}{y}} = 0,85 \cdot \frac{6 \cdot 48}{3,77} = 1,46 \text{ кг.}$$

т. е. с увеличением роста на 1 см вес мальчика 12 лет увеличивается в среднем на 1,46 кг. Соответственно этому при увеличении веса на 1 кг рост увеличивается на

$$R_{\frac{y}{x}} = 0,85 \cdot \frac{3,77}{6,48} = 0,49 \text{ см.}$$

Коэффициенты регрессии используются в статистике физического развития населения для построения нормативных шкал веса и окружности груди по росту, необходимых при составлении оценочных таблиц (стандартов) физического развития. Методика составления таких таблиц изложена в гл. XXIII.

**Частная (парциальная) корреляция.** До сих пор говорилось о корреляции между двумя признаками. В действительности, однако, каждый признак зависит в большинстве случаев от целого ряда других признаков (так называемая множественная корреляция), а на практике подчас желательно исследовать связь только двух из них.

Частный коэффициент корреляции как раз и отражает степень связи между двумя признаками при условии неизменности третьего и равняется:

$$c^r_{ab} = \frac{r_{ab} - r_{ac}r_{bc}}{\sqrt{(1 - r_{ac}^2) \cdot (1 - r_{bc}^2)}}.$$

Буквы возле  $r$  справа означают, между какими признаками вычисляется коэффициент корреляции, обозначения слева — какой признак условно принимается неизменным.

Вычисление частных коэффициентов корреляции так же, как и обычных ее коэффициентов, имеет смысл производить после анализа материальной природы исследуемых явлений, когда становится ясной возможность связи между ними. Так, например (числовые данные заимствованы из названной выше книги Д. Сепетлиева, стр. 251), известно, что на длительность родов влияют как размеры плода, так и возраст матери. Допустим, что коэффициент корреляции между размерами плода ( $a$ ) и длительностью родов ( $b$ )  $r_{ab} = 0,60$ , коэффициент корреляции между возрастом матери ( $c$ ) и длительностью родов ( $b$ )  $r_{bc} = 0,20$ , а коэффициент корреляции между возрастом матери ( $c$ ) и размерами плода ( $a$ )  $r_{ac} = 0,10$ . Тогда коэффициенты парциальной корреляции будут равны:

1. между размерами плода и длительностью родов, независимо от влияния возраста матери

$$c^r_{ab} = \frac{0,60 - (0,10 \cdot 0,20)}{\sqrt{(1 - 0,10^2) \cdot (1 - 0,20^2)}} = 0,59;$$

2. между длительностью родов и возрастом матери, независимо от размеров плода

$$a^r_{bc} = \frac{0,20 - (0,60 \cdot 0,10)}{\sqrt{(1 - 0,60^2) \cdot (1 - 0,10^2)}} = 0,18;$$

3. между размерами плода и возрастом матери, независимо от влияния длительности родов

$$b^r_{ac} = \frac{0,10 - (0,60 \cdot 0,20)}{\sqrt{(1 - 0,60^2) \cdot (1 - 0,20^2)}} = 0,25.$$

Размеры частных (парциальных) коэффициентов совпадают с данными теоретического анализа, из которых известно, что в основном, на длительность родов влияют размеры плода, а возраст матери не оказывает значительного влияния ни на размеры плода, ни на длительность родов.

**Корреляционное отношение.** Коэффициент корреляции хорошо измеряет тесноту связи при наличии прямолинейной регрессии, т. е. тогда, когда связь между изучаемыми признаками (явлениями) соответствует или по крайней мере близка к прямой линии.

В тех случаях, когда эта связь криволинейна, измерение корреляции производится с помощью коэффициентов корреляционного отношения, обозначаемого  $\eta$  (греческая буква «эта»). Вычисляются два коэффициента

$$1) \eta_{xy} = \frac{\sigma_{xm}}{\sigma_y} \quad \text{и} \quad 2) \eta_{yx} = \frac{\sigma_{ym}}{\sigma_x}, \quad \text{где } \sigma_{xm} \text{ и } \sigma_{ym}$$

обозначают средние квадратические отклонения отдельных групповых средних  $x$  и  $y$ . Например (заимствовано из книги Д. Ч. Уиппля и С. А. Новосельского «Основы демографической и санитарной статистики» М., 1929 г., стр. 170) имеются следующие данные о соотношении между весом мозга и длиной черепа у мужчин в возрасте 20—60 лет (табл. 54).

Вычисление  $\bar{x}$  и  $\bar{y}$ ,  $\sigma_x$  и  $\sigma_y$  производится обычным способом, как это показано было для данных табл. 52. Получается  $\bar{x} = 1464$ ,  $\bar{y} = 176,5$  мм,  $\sigma_x = 119,0$ ;  $\sigma_y = 7,51$ .

Величины  $\sigma_{x_m}$  и  $\sigma_{y_m}$  вычисляются по данным последнего столбца и последней строки табл. 54.

Числа для последнего столбца, например, определяются следующим образом.

Центральная варианта 4-го столбца равна 1250 г, 5-го столбца — 1350 г. В 4-м столбце — 1 варианта и в 5-м столбце — 1 варианта. Следовательно, средний вес мозга для длины черепа 155—159 мм (первая строка) составит:

$$\frac{1 \times 1\ 250 + 1 \times 1\ 350}{1 + 1} = 1\ 300 \text{ г.}$$

Аналогично для следующей строки:

$$\frac{2 \times 1\ 250 + 6 \times 1\ 350 + 4 \times 1\ 450 + 2 \cdot 1\ 550}{2 + 6 + 4 + 2} = 1\ 393 \text{ г и т. д.}$$

Остальные расчеты, необходимые для получения  $\sigma_{x_m}$ , ясны из столбцов 13—15:

$$\sigma_{x_m} = \sqrt{\frac{\sum p_x \cdot x^2}{\sum p_x}} = \sqrt{\frac{1\ 272\ 513}{299}} = 65,237.$$

$$\eta_{xy} = \frac{\sigma_{x_m}}{\sigma_x} = \frac{65,237}{119,0} = 0,548.$$

Точно так же производится определение  $\eta_{yx}$ . В примере

$$\eta_{yx} = \frac{4,08}{7,51} = 0,543.$$

В данном случае оба коэффициента близки друг к другу по величине, но оба отличаются от коэффициента прямолинейной корреляции ( $r_{xy} = 0,522$ ), если его исчислить по данным табл. 54. Это подтверждает, что измерение связи в данном случае лучше производить при помощи корреляционных отношений.

**Коэффициент ассоциации.** В тех случаях, когда имеет место так называемая альтернативная вариация, т. е. вариация исчерпывающаяся только двумя возможностями (умер или остался в живых, заболел или не заболел, привит или не привит и т. п.), измерение связи может быть произведено значительно проще по методу четырех полей путем вычисления коэффициента ассоциации.

В поселке с населением 18483 человека привито против брюшного тифа 6815. Заболело брюшным тифом 328 человек, в том числе 56 из числа привитых. Требуется измерить связь между прививками против

Корреляция между весом мозга и длиной черепа

Длина черепа в мм (y)	Вес мозга в г (x)										Средний вес мозга данной строкн	Отклонения от среднего веса мозга = 1464 г	x <sup>2</sup>	ρ x·x <sup>2</sup>
	1000—1099	1100—1199	1200—1299	1300—1399	1400—1499	1500—1599	1600—1699	1700—1799	1800—1899	Итого (ρ x)				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
155—159	—	—	1	1	—	—	—	—	—	2	1300	—164	26 896	53 792
160—164	—	—	2	6	4	2	—	—	—	14	1393	—71	5 041	70 574
165—169	1	—	9	10	18	3	1	—	—	42	1386	—78	6 084	255 528
170—174	—	—	5	19	28	11	4	1	—	68	1440	—24	576	39 168
175—179	—	—	4	19	29	23	4	—	—	79	1455	—9	81	6 399
180—184	—	—	—	10	19	23	8	1	—	61	1502	+38	1 444	88 084
185—189	—	—	—	1	2	12	4	—	—	19	1550	+86	7 396	140 524
190—194	—	—	—	—	1	2	3	4	—	10	1650	+186	34 596	345 960
195—199	—	—	—	—	—	1	1	—	2	4	1725	+261	68 121	272 484
Итого (ρ y)	1	—	21	66	101	77	25	6	2	299	—	—	—	1 272 513
Средняя длина черепа для данного столбца	167,5	—	169,6	173,8	175,0	179,7	182,1	187,5	197,5	—	—	—	—	—

брюшного тифа и заболеваемостью брюшным тифом у привитых. Коэффициент ассоциации вычисляется по формуле:  $Q = \frac{ad - bc}{ad + bc}$ , где  $Q$  означает коэффициент ассоциации, а буквы  $a, b, c, d$  соответствуют обозначению каждого из четырех полей.

	ЗАБОЛЕЛО	НЕ ЗАБОЛЕЛО
Привитые . . . . .	$a$	$b$
Непривитые . . . . .	$c$	$d$

В примере  $a$  означает число заболевших брюшным тифом из числа привитых, т. е. 56;  $b$  — число не заболевших привитых, равное  $6815 - 56 = 6759$ ;  $c$  — число заболевших непривитых, т. е.  $328 - 56 = 272$ ;  $d$  — число незаболевших непривитых, равное  $(14843 - 6815) - 272 = 11396$ .

Следовательно:

	ЗАБОЛЕЛО	НЕ ЗАБОЛЕЛО
Привитые . . . . .	56	6 759
Непривитые . . . . .	272	11 396
$Q = \frac{56 \times 11\,396 - 272 \times 6\,759}{56 \times 11\,396 + 272 \times 6\,759} = \frac{-1\,200\,272}{2\,476\,624} = -0,48.$		

Знак возле коэффициента говорит об обратном направлении связи (чем больше прививок, тем меньше заболеваний). Величина коэффициента в нашем примере соответствует средней силе связи.

**Корреляция рангов.** Вместо вычисления коэффициента корреляции можно прибегать к вычислению аналогичного с ним по значению, но несколько менее точного коэффициента корреляции рангов Спирмена.

Покажем вычисление этого коэффициента на следующем примере. Существует мнение о том, что в тех странах, где выше показатель смертности от рака молочной железы, соответственно ниже смертность от рака матки. Проверим величину связи между этими явлениями на приводимых М. Паскуа материалах смертности пяти внеевропейских стран за 1950—1952 гг. (Bulletin de l'organisation Mondiale de la Sante, 1956, v, 15, № 1—2) путем вычисления коэффициента корреляции рангов (табл. 55).

ТАБЛИЦА 55

*Измерение корреляции между смертностью от рака молочной железы и от рака матки методом рангов*

Страна	Смертность от рака молочной железы на 100 тыс. женщин	Смертность от рака матки на 100 тыс. женщин	Порядковые номера (ранги) по размерам смертности от рака		Разность рангов ( $d$ )	$d^2$
			молочной железы	матки		
Новая Зеландия	28,6	14,9	1	4	3	9
Австралия	23,5	13,4	2	5	3	9
ЮАР	21,1	16,3	3	2	1	1
Чили	5,8	15,3	4	3	1	1
Япония	3,3	19,1	5	1	4	16
	—	—	—	—	—	$\Sigma d^2 = 36$



Для вычисления коэффициента ранговой корреляции определяют порядковый номер (ранг), который занимает каждая страна в приведенной таблице в отношении размеров смертности от рака молочной железы и рака матки.

Затем определяют разность между порядковыми номерами для каждой страны ( $d$ ). Возводим разности в квадрат и, суммируя, получаем  $\Sigma d^2 = 36$ .

Коэффициент корреляции рангов обозначается греческой буквой  $\rho$  (ро) и получается из формулы:

$$\rho = 1 - \frac{6 \Sigma d^2}{n(n^2 - 1)},$$

где  $n$  — число пар коррелируемых рядов,  $d$  — разность между порядковыми номерами рядов.

$$\text{В данном примере } \rho = 1 - \frac{6 \times 36}{5 \times (5^2 - 1)} = -0,80.$$

Прежде чем судить о степени связи между признаками, необходимо оценить существенность полученного коэффициента. Достоверность коэффициента корреляции рангов определяется путем сопоставления с критическими величинами в приложении XI. Если полученное значение  $\rho$  окажется меньше  $\rho_{05}$ , то корреляция признается незначимой.

При числе наблюдений  $n \geq 9$  существенность полученного коэффициента может быть оценена по таблице  $t$ -критерия (приложение II) для числа степеней свободы  $n' = n - 2$ , а  $t$  определяется по формуле:

$$t = \rho \sqrt{\frac{n-2}{1-\rho^2}}.$$

В рассматриваемом примере  $n < 9$  и, следовательно, оценка коэффициента ранговой корреляции должна быть произведена по приложению XI. Оказывается, минимальное значение  $\rho$ , чтобы признать наличие корреляции при  $n = 5$ , должно быть не меньше 0,94. Вычисленное же значение  $\rho = 0,80$  меньше критического. И поэтому нельзя утверждать, что между смертностью от рака молочной железы и смертностью от рака матки существует какая-то зависимость.

В тех случаях, когда в ряду встречаются два или несколько одинаковых по величине числа, порядковый номер каждого из них следует обозначать средней из суммы очередных порядковых номеров. Проиллюстрируем это правило примером, когда корреляционная связь измеряется между количественным и качественным признаком (табл. 56).

Геморрагический синдром не наблюдался у 6 детей и, следовательно, ранг каждого из них будет:

$$y = \frac{1+2+3+4+5+6}{6} = \frac{21}{6} = 3,5.$$

Единичные геморрагии на теле были только у одного ребенка — его порядковый номер (ранг) 7. Слабо выраженные геморрагии встретились у 3 больных детей. Поэтому ранг каждого из них

$$y = \frac{8+9+10}{3} = 9 \text{ и т. д.}$$

Вычисление коэффициента ранговой корреляции между количеством тромбоцитов в крови у детей 2—7 лет с острым лейкозом и выраженностью у них геморрагического синдрома \*

Больной	Количество тромбоцитов (в мм <sup>3</sup> ) (x)	Выраженность геморрагического синдрома (y)	Ранги		Разности рангов x-y	Квадраты разности (x-y) <sup>2</sup>
			x	y		
М.	12 160	Выражен	1	11,5	-10,5	110,25
К.	13 790	Слабо выражен	2	9	-7	49
З.	16 500	Единичные геморрагии	3	7	-4	16
А.	31 050	Отсутствует	4	3,5	0,5	0,25
П.	42 600	Слабо выражеи	5	9	-4	16
Ш.	54 270	Слабо выражен	6	9	-3	9
Ц.	74 240	Отсутствует	7	3,5	3,5	12,25
М.	106 430	Отсутствует	8	3,5	4,5	20,25
К.	126 170	Отсутствует	9	3,5	5,5	30,25
А.	129 000	Отсутствует	10	3,5	6,5	42,25
И.	143 880	Выражен	11	11,5	-0,5	0,25
Е.	200 400	Отсутствует	12	3,5	8,5	72,25
—	n = 12	—	—	—	Σ(x-y) = 0	Σ(x-y) <sup>2</sup> = 378

\* По данным А. М. Абезгауза, Пробл. гематологии, 1963, 6.

Кэндел показал, что при объединении рангов сумма квадратов рангов уменьшается, что влияет на величину коэффициента корреляции  $\rho$ , и предложил формулу для вычисления  $\rho$  с учетом этого объединения

$$\rho = \frac{\frac{n^3 - n}{6} - (t_x + t_y) - \Sigma(x-y)^2}{\sqrt{\left(\frac{n^3 - n}{6} - 2t_x\right)\left(\frac{n^3 - n}{6} - 2t_y\right)}}$$

где  $t_x$  ( $t_y$ ) =  $\sum \frac{t^3 - t}{12}$ , а  $t$  — численность группы объединенных рангов. При  $t_x = t_y = 0$  эта формула превращается в обычную.

В рассматриваемом примере ранги первого признака (x) не объединялись и

$$t_x = \sum \frac{t^3 - t}{12} = 0.$$

Ранги второго признака (y) объединились трижды. Численность первой группы объединенных рангов  $t_1 = 6$ , второй — 3, третьей — 2. В таком случае

$$t_y = \frac{(6^3 - 6) + (3^3 - 3) + (2^3 - 2)}{12} = \frac{210 + 24 + 6}{12} = 20$$

$$\rho = \frac{\frac{12^3 - 12}{6} - (0 + 20) - 378}{\sqrt{\left(\frac{12^3 - 12}{6} - 0\right)\left(\frac{12^3 - 12}{6} - 40\right)}} = \frac{286 - 398}{\sqrt{286 \cdot 246}} = \frac{112}{249,7} = -0,448.$$

Полученный коэффициент корреляции рангов, казалось бы, свидетельствует о наличии связи между числом тромбоцитов в крови и выраженностью геморрагического синдрома. Однако окончательная оценка может быть дана только после оценки его достоверности по приложению XI. Оказывается, что при числе наблюдений  $n = 12$  коэффициент ранговой корреляции признается достоверным при величине его не меньше  $\rho_{05} = 0,58$ . Отсюда вытекает, что полученные данные не позволяют утверждать о существовании связи между сравниваемыми признаками.

Коэффициент корреляции рангов, так же как и показатель корреляции, сам по себе не говорит о причинах существующей между явлениями связи. Однако оба они дают возможность измерения размеров этой связи тогда, когда ее наличие и характер установлены анализом материальной природы изучаемых явлений.

**Коэффициент корреляции рангов Кэндела** — может быть рекомендован для применения в углубленных исследованиях, так как критерии оценки значимости этого коэффициента теоретически более обоснованы. Вычисление коэффициента Кэндела более сложно, чем вычисление  $\rho$ , однако в отдельных случаях этот критерий имеет определенные преимущества. В частности, после добавления к уже ранжированным рядам новой пары наблюдений проще вычислить именно коэффициент корреляции Кэндела, так как это не потребует переранжировки рядов.

Для вычисления коэффициента Кэндела необходимо получить два ряда рангов. Степень соответствия между этими рядами характеризуется величиной  $S$ , представляющей собой сумму двух компонентов  $R$  и  $Q$ .

Чтобы вычислить величину  $R$ , необходимо для второго ряда (когда первый ряд ранжирован строго в порядке возрастания вариант) определить число последующих рангов, больших по своей величине, чем взятый ранг. Величина  $R$  является суммой этих чисел и представляет собой положительный показатель соответствия между сравниваемыми рядами рангов.

В примере табл. 57 мы имеем два ряда рангов: содержание йода ( $x$ ) и пораженности населения зобом ( $y$ ).

Для определения величины  $R$  находим, что число рангов ряда  $y$ , превышающих ранг 7, равно 0; число рангов, превышающих ранг 6, равно 0; число рангов, превышающих ранг 4, равно 1 (после ранга 4 идет ранг 5) и т. д. Таким образом:

$$R = 0 + 0 + 1 + 0 + 0 + 0 = 1.$$

Чтобы вычислить величину  $Q$ , необходимо для каждого ранга второго ряда определить число последующих рангов, меньших по своей величине, чем взятый ранг. Величина  $Q$  — сумма этих чисел — является отрицательным показателем соответствия между рядами рангов и берется со знаком минус.

В нашем примере для ранга 7 ряда  $y$  имеется 6 последующих рангов, меньших по величине, для ранга 6 число меньших рангов составляет 5, для ранга 4 — 3, для ранга 5 — 3 и т. д.

Оценка связи между средним суточным содержанием йода  
в воде и пище и пораженностью зобом населения  
некоторых районов Закарпатья \*

Количество йода в воде и пище	Пораженность насе- ления зобом, %	Ранги	
		количества йода (x)	пораженности населения (y)
201	0,2	1	7
178	0,6	2	6
155	1,1	3	4
154	0,8	4	5
126	2,5	5	3
81	4,4	6	2
71	16,9	7	1

\* В. М. Мещенко. Гиг. и сан., 1963, 2.

Таким образом,

$$Q = (-6) + (-5) + (-3) + (-3) + (-2) + (-1) = -20,$$

$$S = R + Q = 1 + (-20) = -19.$$

Коэффициент Кэндела вычисляется по формуле

$$\tau = \frac{S}{0,5n(n-1)} = \frac{-19}{0,5 \cdot 7 \cdot (7-1)} = \frac{-19}{21} = -0,938.$$

Полученный коэффициент корреляции подтверждает высокую степень отрицательной связи между содержанием йода в воде и пище и пораженностью населения зобом.

Коэффициент Кэндела всегда меньше коэффициента Спирмена. При достаточно большом числе наблюдений отмечается примерно следующее соотношение между этими коэффициентами (исключая значения, близкие к 1),

$$\rho = \frac{3\tau}{2}.$$

Оценка значимости коэффициента Кэндела при числе наблюдений  $n \leq 10$  производится по специальной таблице (приложение XII). Коэффициент признается значимым, если при данных  $n$  и  $S$  табличное значение вероятности  $P < 0,05$ .

Так, вычисленный выше коэффициент  $\tau = -0,938$  следует признать значимым с вероятностью более 99% (при  $n = 7$  и  $S = 19$  табличное значение  $P = 0,0014$ ).

При  $n > 10$  распределение  $\tau$  можно считать нормальным со средней ошибкой  $\sigma_\tau = \sqrt{\frac{2(2n+5)}{9n(n-1)}}$ . Коэффициент  $\tau$  признается значимым с вероятностью 95%, если он больше величины  $\sigma_\tau \times 1,64$ , и с вероятностью 99%, если превосходит границу  $\sigma_\tau \times 2,33$ .

Когда имеется значительное число объединенных рангов, коэффициент Кэндела вычисляется по измененной формуле:

$$\tau = \frac{S}{\sqrt{\left(\frac{n^2-n}{2}-U_x\right)\left(\frac{n^2-n}{2}-U_y\right)}}$$

где  $U_x (U_y) = \frac{\sum t(t-1)}{2}$ , а  $t$  — численность группы объединенных рангов.

Рассмотрим определение коэффициента корреляции рангов ( $\tau$ ) с учетом объединенных рангов (табл. 58).

ТАБЛИЦА 58

Определение силы связи между количеством эритроцитов (млн.) и гликолитическим методом (ранжирование по ряду  $x$ )

Эритроциты ( $x$ )	Гликолити- ческий индекс ( $y$ )	Ранг		Разность ( $y-x$ )	Разность в квадрате ( $y-x$ ) <sup>2</sup>
		$x$	$y$		
2,90	7,2	1	3	+2	4
2,27	6,6	2	4	+2	4
1,98	13,4	3	1	-2	4
1,81	7,4	4	2	-2	4
1,80	5,8	5	6	+1	1
1,38	6,4	6	5	-1	1
1,27	2,8	7	8,5	+1,5	2,25
1,20	5,0	8	7	-1	1
0,83	2,8	9	8,5	-0,5	0,25

По данным, приведенным в таблице, вычисляем:

$$R = 6 + 5 + 6 + 5 + 3 + 3 + 0 + 1 = 29.$$

$$Q = (-2) + (-2) + (0) + (-1) + (0) + (-1) + 0 = -6,$$

$$S = 29 + (-6) = 23, \quad U_x = 0, \quad U_y = \frac{2 \cdot (2-1)}{2} = 1.$$

$$\tau = \frac{23}{\sqrt{\left(\frac{81-9}{2}-0\right)\left(\frac{81-9}{2}-1\right)}} = \frac{23}{\sqrt{36 \cdot 35}} = \frac{23}{35,5} = 0,64$$

Полученное значение  $\tau$  при  $n = 9$  и  $S = 23$  можно признать существенным с вероятностью ошибки  $P < 0,012$  (приложение XII).

**Приближенное определение коэффициента корреляции.** Применение метода приближенного определения коэффициента корреляции, разработанного Е. И. Фортунатовой (1951 г.), может оказаться полезным в научной работе, так как облегчает вычисления и уменьшает затраты времени.

Особенно полезным является применение указанного метода для общих целей анализа в работах, где не требуется точно вычисленный коэффициент корреляции по эмпирическим данным и можно ограничиться приближенным его значением.

Следует подчеркнуть, что метод, предложенный Е. И. Фортунатовой, пригоден для распределений, близких к нормальному, и должен применяться при достаточно большом числе наблюдений (не менее 100 наблюдений). Способ применим только в случаях прямолинейной корреляции. Корреляционная таблица должна быть построена таким образом, чтобы количество групп по строкам и столбцам было бы почти одинаково. Если число групп одного признака в 1,5—2 раза превышает число групп другого признака, этот метод непригоден. Соблюдение этих условий обязательно.

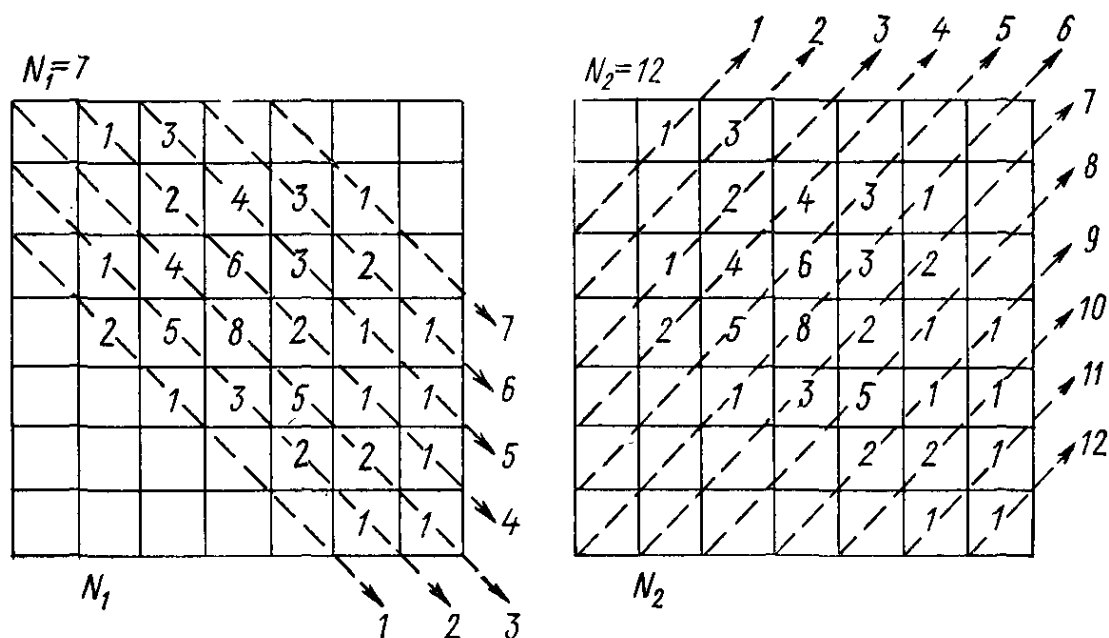


Рис. 9. Схема приближенного определения коэффициента корреляции ( $r$ ).

Для определения коэффициента корреляции достаточно определить число параллельных прямых, проходящих через заполненные клетки (клетки с частотами) корреляционной таблицы. Эти линии именуется диагональными. Диагональные линии, проведенные через клетки с частотами в направлении от верхнего левого угла к правому нижнему, называются главными; линии этого направления подсчитывают и их число обозначают символом  $N_1$  (рис. 9).

Через те же клетки, заполненные частотами, проводятся диагональные линии в направлении, перпендикулярном главному (от нижнего левого угла к верхнему правому углу): линии этого направления, называемого побочным, также сосчитывают и их число обозначают через  $N_2$ .

Если в корреляционной таблице имеются далеко и отдельно стоящие заполненные клетки, их считать не следует.

Для определения коэффициента корреляции вычисляют отношение  $N_1$  к  $N_2$  и по нижеприводимой табл. 59 находят приближенное значение коэффициента.

На схеме (рис. 9) указано, что  $N_1 = 7$ ;  $N_2 = 12$ ;  $N_1 : N_2 = 0,58$ . По табл. 59 на пересечении строки 0,5 и графы 8 находим значение коэффициента корреляции  $r = 0,50$ ; точное значение коэффициента корреляции соответствует  $r = 0,55$ .

Ожидаемые коэффициенты корреляции при заданном отношении ( $N_1 : N_2$ )

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	1,00	1,00	1,00	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,97
0,1	0,97	0,97	0,96	0,96	0,96	0,95	0,95	0,95	0,94	0,94
0,2	0,93	0,92	0,91	0,90	0,89	0,88	0,87	0,86	0,85	0,84
0,3	0,83	0,82	0,81	0,80	0,79	0,78	0,77	0,76	0,75	0,74
0,4	0,72	0,71	0,70	0,69	0,68	0,66	0,65	0,64	0,63	0,61
0,5	0,60	0,59	0,58	0,56	0,55	0,54	0,52	0,51	0,50	0,48
0,6	0,47	0,46	0,45	0,43	0,42	0,41	0,39	0,38	0,37	0,35
0,7	0,34	0,33	0,32	0,30	0,29	0,28	0,27	0,26	0,24	0,23
0,8	0,22	0,21	0,20	0,18	0,17	0,16	0,15	0,14	0,13	0,12
0,9	0,10	0,09	0,08	0,07	0,06	0,05	0,04	0,03	0,02	0,01

Еще раз подчеркнем, что определение приближенного значения по этому методу не должно проводиться при превышении числа групп одного признака над другим в 1,5—2 раза. Результаты определения будут тем дальше от истинного значения коэффициента корреляции, чем больше разница между числом групп по строкам и по столбцам. Знак ( $\pm$ ) приближенного коэффициента корреляции зависит от материальной специфики изучаемых явлений и устанавливается исследователем.

## Глава XI

### ПОКАЗАТЕЛЬ СООТВЕТСТВИЯ

**Значение показателя соответствия.** Достоверность различия нескольких относительных величин, связанных между собой каким-либо признаком, проверка предположения о наличии (отсутствии) связи между явлениями (без измерения ее величины), если такая связь теоретически возможна, оценка близости двух распределений могут быть выполнены путем вычисления показателя соответствия, обозначаемого  $\chi^2$  (хи-квадрат). Показатель соответствия говорит о том, существенна или не существенна разность между числами, полученными в процессе статистического исследования, и теоретически вычисленными («ожидаемыми») на основе предположения об отсутствии связи между исследуемыми явлениями (на основе так называемой нулевой гипотезы). Его можно определить, как критерий, устанавливающий соответствие между теоретическими и эмпирическими частотами распределения.

**Методика расчета.** Вычисление показателя основывается на соображениях, которые иллюстрируются на примере, использованном ранее в гл. X при вычислении коэффициента ассоциации (табл. 60).

Допустим, что прививка не влияет на размеры заболеваемости привитых. Тогда, очевидно, размеры заболеваемости привитых и не-

привитых должны быть одинаковыми и соответствовать проценту заболеваемости всего населения, т. е.  $\frac{328 \cdot 100}{18\,483} = 1,78\%$ . Среди привитых тогда будет  $\frac{6\,815 \cdot 1,78}{100} = 121$  заболевших и  $6\,815 - 121 = 6\,694$  не заболевших, а среди непривитых  $328 - 121 = 207$  заболевших и  $11\,668 - 207 = 11\,461$  не заболевших.

ТАБЛИЦА 60

Данные о заболевших и оставшихся здоровыми среди привитых и непривитых

	Заболело	Не заболело	Итого
Привитые . . . . .	56	6 759	6 815
Непривитые . . . . .	272	11 396	11 668
Всего . . .	328	18 155	18 483

Сопоставим фактические числа заболевших и не заболевших с «ожидаемыми», вычисленными в предположении (нулевая гипотеза), что прививки неэффективны (табл. 61).

ТАБЛИЦА 61

Сопоставление фактических и ожидаемых чисел

	Привитые		Непривитые		Всего	
	заболело	не заболело	заболело	не заболело	заболело	не заболело
Фактические числа	56	6759	272	11 396	328	18 155
„Ожидаемые“	121	6694	207	11 461	328	18 155

Показатель соответствия вычисляется по формуле  $\chi^2 = \sum \frac{(p - p')^2}{p'}$ , где  $p$  — фактические данные, и  $p'$  — ожидаемые.

Если бы  $p' = p$ , т. е. «ожидаемые» числа соответствовали фактическим,  $\chi^2$  был бы равен нулю. Такое положение подтверждало бы правильность нулевой гипотезы и свидетельствовало об отсутствии в данном случае эффективности прививок. Чем меньше  $p$  отличается от  $p'$ , тем, следовательно, ближе к нулю величина  $\chi^2$ . Чем разность  $p - p'$  больше, тем, следовательно, больше и размеры  $\chi^2$ . Чтобы установить существенность или случайность разности  $p - p'$ , величину  $\chi^2$  оценивают по специальным таблицам (приложение XIII). При оценке учитывается число степеней свободы, т. е. число клеток таблицы, данные в которых могут быть свободно изменены без изменения общих итогов. Число степеней свободы определяется по формуле  $n' = (s - 1) \times (r - 1)$ , где  $s$  — число граф первоначальной таблицы (кроме



графы «итого»), а  $r$  — число строк в таблице (кроме строки «всего»). В рассматриваемом примере:

$$\chi^2 = \frac{(56 - 121)^2}{121} + \frac{(6\,759 - 6\,694)^2}{6\,694} + \frac{(272 - 207)^2}{207} + \frac{(11\,393 - 11\,461)^2}{11\,461} = 56,2,$$

$$\text{а } n' = (2 - 1) \cdot (2 - 1) = 1.$$

Из приложения XIII видно, что полученная величина  $\chi^2 = 56,2$  намного превышает числа, стоящие в строке  $n' = 1$ . При уровне вероятности 0,05 и меньше результат можно записать так:  $P < 0,002$ , т. е. вероятность подтверждения «нулевой гипотезы» — предположения об отсутствии связи между прививками и уменьшением заболеваемости привитых — очень мала, меньше 0,2%. Наоборот, тот факт, что меньшая заболеваемость привитых не случайна и связана с эффективным действием прививок, значительно более вероятен ( $P > 99,8\%$ ). Получив такой вывод, можно, если имеется необходимость, определить направление и размер связи одним из указанных ранее способов, но можно ограничиться только констатацией связи, так как сила и направление корреляции далеко не всегда имеют практическое значение.

Для быстрой ориентировки в значении  $\chi^2$  можно пользоваться формулой:

$$\frac{\chi^2 - n'}{\sqrt{2n'}}.$$

Если полученное число равно или больше 3, то следует считать нулевую гипотезу неподтвержденной. Если полученное частное  $< 3$ , то нулевая гипотеза может считаться доказанной.

Если при вычислении  $\chi^2$  величина  $n' > 30$ , в приложении XIII нет чисел, позволяющих установить значимость величины  $\chi^2$ . В подобных случаях следует определять число  $k = \sqrt{2\chi^2} - \sqrt{2n} - 1$  и оценивать его следующим образом. Если  $k = 1,64$ ,  $P = 0,05$  или 5%, при  $k = 2,33$ ,  $P = 0,01$ , т. е. 1% и при  $k > 2,33$ ,  $P < 0,01$ , т. е. меньше 1%.

В данном примере (альтернативная вариация) можно упростить вычисление показателя  $\chi^2$ , используя формулу, пригодную для «четырёхпольной» таблицы. Если условно обозначить, как и раньше (гл. X), числа каждой клетки такой таблицы буквами, получим:

	ЗАБОЛЕЛО	НЕ ЗАБОЛЕЛО	ВСЕГО
Привитые . . . . .	$a$	$b$	$a + b$
Непривитые . . . . .	$c$	$d$	$c + d$
Итого:	$a + c$	$b + d$	$a + b + c + d = n$

Вычисление в этом случае можно вести по формуле:

$$\chi^2 = \frac{(ad - bc)^2 \cdot (a + b + c + d)}{(a + b) \cdot (c + d) \cdot (a + c) \cdot (b + d)}.$$

Подставим в эту формулу числа взятого примера (табл. 61)

$$\chi^2 = \frac{[(56 \cdot 11\,396) - (6\,759 \cdot 272)]^2 \cdot 18\,483}{6\,815 \cdot 11\,668 \cdot 338 \cdot 18\,155}$$

Вычисления при отсутствии вычислительных машин можно упростить, применяя таблицы логарифмов или вспомогательные таблицы умножения (например О'Рурка). После соответствующих расчетов получим  $\chi^2 = 56,2$ , т. е. то же значение, что было получено раньше иным способом.

Особенно целесообразно применение критерия  $\chi^2$  тогда, когда необходимо определить, имеется ли связь между явлениями, которые распределены более чем по двум признакам.

Применим критерий  $\chi^2$  для оценки материалов исследования Милса и Портера о связи курения с распространенностью рака легких у мужчин старше 40 лет<sup>1</sup> (табл. 62).

ТАБЛИЦА 62

Связь курения с распространенностью рака легкого

Категория мужчин	Некурящие	Курящие трубку или сигары	Курящие папиросы	Всего
Всего . . . . .	479	311	1288	2078
В том числе — умерших от рака . . . . .	41	64	379	484
Смертность от рака, %	8,6	20,6	29,4	23,3

Как видно из табл. 62, смертность от рака среди куривших значительно выше, чем среди некурящих, а у куривших папиросы выше, чем у куривших сигары или трубку.

Достоверность того, что эти числа представляют не случайные соотношения и что предположение о влиянии курения на размеры смертности от рака легких значительно вероятнее предположения об отсутствии такого влияния, может быть проверена путем применения показателя соответствия ( $\chi^2$ ). Соответствующие расчеты представлены в табл. 63.

ТАБЛИЦА 63

Вычисление критерия  $\chi^2$

Категория мужчин	Некурящие	Курившие трубку или сигары	Курившие папиросы	Всего
1 Фактические числа умерших от рака ( $p$ ) . . . . .	41	64	379	484
2 «Ожидаемое» число ( $p'$ ) . . . . .	111	73	300	484
3 Разности ( $p - p'$ ) . . . . .	-70	-9	79	—
4 Квадраты разностей . . . . .	4900	81	6241	—
5 Отношение квадратов разностей к «ожидаемым» числам $\frac{(p-p')^2}{p'}$ . . .	44,14	1,11	20,80	66,05

<sup>1</sup> Cancer res., 1957, v. V, p. 17, № 10, p. 981—990.

Допустим, что курение табака не влияет на размеры смертности от рака и что различие показателей смертности у обследованных мужчин является результатом случайных колебаний, не выходящих за пределы обычной вариабельности, т. е. примем так называемую нулевую гипотезу. Если эта гипотеза верна, то смертность каждой категории мужчин должна мало отличаться от уровня смертности среди всех наблюдавшихся суммарно.

Условно допуская, что смертность в каждой группе мужчин одинакова и равна среднему показателю, т. е.  $\frac{484 \cdot 100}{2078} = 23,3\%$ , вычислим «ожидаемые» числа умерших. Так, из 479 некурящих умерло бы  $\frac{479 \cdot 23,3}{100} = 111$  человек, при том же проценте смертности из числа куривших сигары или трубку умерло бы  $\frac{23,3 \cdot 311}{100} = 73$  и т. д.

В строке 3 приведены разности фактических и «ожидаемых» чисел умерших ( $p - p'$ ), в строке 4 — квадраты этих чисел  $(p - p')^2$ , а в строке 5 — частные от деления квадратов разностей к «ожидаемым» числам, т. е.  $\frac{(p - p')^2}{p'}$ .

Аналогичным образом производим расчет для оставшихся в живых (табл. 64).

Так как средний показатель смертности от рака в данном примере равнялся 23,3%, выживаемость составляла  $100 - 23,3 = 76,7\%$ . Для группы некурящих это составит  $\frac{76,7 \cdot 479}{100} = 368$  человек, для куривших трубку или сигары —  $\frac{76,7 \cdot 311}{100} = 238$  и т. д. (строка 2 табл. 64).

ТАБЛИЦА 64

Вычисление критерия  $\chi^2$  (продолжение)

	Категории мужчин	Некурящие	Курившие трубку или сигары	Курившие папиросы	Всего
1	Фактические числа живых ( $p$ ) . . . . .	438	247	909	1594
2	«Ожидаемые» числа ( $p'$ ) . . . . .	368	238	988	1594
3	Разности ( $p - p'$ ) . . . . .	70	9	-79	—
4	Квадраты разностей . . . . .	4900	81	6241	—
5	$\frac{(p - p')^2}{p'}$ . . . . .	13,31	0,34	6,31	19,96

Суммируя все числа  $\frac{(p - p')^2}{p'}$  по обеим таблицам, получим значение показателя соответствия:  $\chi^2 = 66,05 + 19,96 = 86,01$ .

В данном примере число степеней свободы  $n' = (s - 1) \times (r - 1)$  где  $s$  — число возможных исходов (остаться живым или умереть  $s = 2$ ),  $r$  — число категорий мужчин ( $r = 3$ ). Отсюда  $n' = (2 - 1) \times (3 - 1) = 2$ . Оценивая полученную величину по приложению XIII при  $n' = 2$ , легко убедиться, что вероятность нулевой гипотезы, т. е.

вероятность отсутствия связи между курением и размерами смертности от рака легких, в данном случае весьма невелика:  $P < 0,02$ . Значительно более вероятным является предположение о неслучайности этих различий, т. е. о влиянии курения на размеры смертности от рака легких. При отсутствии таблицы ориентировочная оценка  $\chi^2$  может быть произведена по формуле:  $\frac{\chi^2 - n'}{\sqrt{2n'}} = \frac{86,15 - 2}{\sqrt{2 \times 2}} = 42,08$ . Полученная величина значительно больше 3, и наличие связи между курением и размерами смертности от рака легких может быть признано подтвержденным и без оценки величины  $\chi^2$  по специальной таблице.

Таким образом, результаты проверки показывают высокую степень вероятности канцерогенного воздействия курения на легкие.

Рассмотрим еще один пример.

Требуется установить, было ли одинаково эффективным предохранительное действие противокоревой сыворотки, испытанной в нескольких сериях наблюдений (табл. 65).

ТАБЛИЦА 65

*Определение эффективности действия противокоревой сыворотки, испытанной в нескольких сериях наблюдений*

№ группы	Число привитых	Фактические числа		«Ожидаемые» числа $p'$		$p - p'$		$(p - p')^2$		$\frac{(p - p')^2}{p'}$	
		предохраненных от левая корью	не предохраненных от заболевания корью	предохраненных	не предохраненных	предохраненных	не предохраненных	предохраненных	не предохраненных	предохраненных	не предохраненных
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	120	80	40	80	40	0	0	0	0	—	—
2	90	56	34	60	30	-4	4	16	16	0,27	0,34
3	110	87	23	73	37	14	-14	196	196	2,69	5,30
4	80	43	37	53	27	-10	10	100	100	1,89	3,70
Всего:	400	266	134	266	134	—	—	—	—	4,85	9,54

Как видно из данных в графах 2, 3, 4 табл. 65, доля детей, оставшихся здоровыми после введения сыворотки, в разных сериях привитых была неодинакова. Является ли это различие случайным, или же иммунные свойства сыворотки в отдельных сериях были разными? В качестве нулевой гипотезы примем предположение о случайном характере варьирования результата иммунизации. В таком случае доля незаболевших корью в каждой серии должна быть примерно такой же, как и в среднем по всем сериям, т. е.  $\frac{226 \cdot 100}{400} = 66,5\%$ .

Исходя из полученного среднего процента, высчитаем «ожидаемое» число оставшихся здоровыми детей в каждой серии. Вычисляя последовательно 66,5% от чисел графы 2, получаем числа графы 5. Числа графы 6 легко получить вычитанием чисел графы 5 из числа графы 2. Разности  $p - p'$  для графы 7 определяются путем вычитания чисел

графы 5 из чисел графы 3, а для графы 8 — вычитанием чисел графы 6 из чисел графы 4. Последующие расчеты понятны из таблицы 65. Сумма величин  $\frac{(p-p')^2}{p'}$  из граф 11 и 12 дает  $\chi^2 = 14,39$ . Обратившись к приложению XIII, легко увидеть, что при числе степеней свободы  $n' = (2 - 1) \cdot (4 - 1) = 3$  полученная величина  $\chi^2$  больше числа 11,3, стоящего в столбце 1%, и меньше числа 14,8, стоящего в столбце 0,2%. Следовательно, предположение об одинаковой эффективности различных серий противокоревой сыворотки имеет вероятность меньше, чем 0,01 или 1%, и больше, чем 0,002, или 0,2%. Записывается это так:  $0,01 > P\chi^2 > 0,002$ . При такой величине  $P$  вероятность подтверждения нулевой гипотезы очень невелика и вывод о различных иммунных свойствах сыворотки, применявшейся в отдельных сериях, может считаться статистически доказанным.

При наличии не особенно больших чисел можно упростить вычислительную работу, прибегнув к формуле:

$$\chi^2 = \frac{\Sigma [(n_1 p_2 - n_2 p_1)^2 : (p_1 + p_2)]}{n_1 n_2},$$

где  $n_1$  и  $n_2$  — количество наблюдений в каждом из сравниваемых рядов,  $p_1$  и  $p_2$  — числа наблюдений в каждой группе.

Пример использования этой формулы дается на числах, заимствованных из книги М. И. Мосткового<sup>1</sup> (табл. 66). Исследовалась частота понижения кровяного давления при спинномозговой анестезии у лиц разного возраста. При этом исходили из предположения, что возраст не оказывает влияния на развитие гипотензии (нулевая гипотеза).

ТАБЛИЦА 66

*Соответствие между возрастом и частотой изменения кровяного давления при спинномозговой анестезии*

Возраст в годах	Число случаев гипотензии ( $p_1$ )	Число случаев без гипотензии ( $p_2$ )	$p_1 + p_2$	$n_1 p_2$	$n_2 p_1$	$n_1 p_2 - n_2 p_1$	$\frac{(n_1 p_2 - n_2 p_1)^2}{p_1 + p_2}$
1	2	3	4	5	6	7	8
10—19	6	2	8	160	132	28	98
20—29	27	8	35	640	594	46	60
30—39	24	7	31	560	528	32	33
40—49	15	3	18	240	350	—90	450
50—59	8	2	10	160	176	—16	26
Всего	$n_1 = 80$	$n_2 = 22$	102	—	—	—	667

В графах 2 и 3 приведены числа больных, у которых имело и не имело места снижение кровяного давления после спинномозговой анестезии, а в графе 4 — их сумма. В графе 5 числа получены путем последовательного умножения чисел ряда  $p_2$  (графа 3) на число  $n_1 = 80$ ,

<sup>1</sup> Мосткозый М. И. Практикум по вариационно-статистической обработке клинического материала. Ашхабад, 1954, с. 43.

т. е.  $2 \times 80 = 160$ ,  $8 \times 80 = 640$  и т. д. В графе 6 помещены произведения чисел ряда  $p_1$  (графа 2) на  $n_2 = 22$ , т. е.  $6 \times 22 = 132$ ,  $27 \times 22 = 594$  и т. д. В графе 7 находятся разности чисел граф 5 и 6, а в графе 8 — квадраты этих разностей, деленные на числа графы 4, и сумма частных, полученных после деления.

Подставляя числа из таблицы в приведенную выше формулу, получим:

$$\chi^2 = \frac{667}{80 \cdot 22} = 0,38.$$

Число степеней свободы в данном примере  $n' = (2 - 1) \times (5 - 1) = 4$ . По таблице 2 видно, что полученное нами значение  $\chi^2 = 0,38$  намного меньше всех чисел, стоящих в строке, соответствующей  $n' = 4$ . Следовательно, утверждение, что возраст больного не оказывает влияния на снижение кровяного давления после спинномозговой анестезии, имеет вероятность  $P > 0,05$  (больше 5%) и нет достаточных оснований для того, чтобы считать полученные соотношения показателей кровяного давления у лиц разного возраста после спинномозговой анестезии закономерными, не случайными. Следует полагать, что не возраст больных оказывает влияние на снижение кровяного давления после спинномозговой анестезии.

В заключение подчеркнем, что при исчислении критерия  $\chi^2$  следует пользоваться только абсолютными числами, а не относительными. Желательно, чтобы все «ожидаемые» числа были не меньше 5. В противном случае надлежит изменить группировку исследуемого материала, уменьшить число групп и получить большие числа наблюдений в каждой клетке первоначальной таблицы.

Надо иметь в виду, что критерий соответствия ( $\chi^2$ ), говоря о достоверности связи, подтверждает только самый факт ее наличия, но не указывает ее размеров, как это делает коэффициент корреляции.

## Глава XII

### ДИСПЕРСИОННЫЙ АНАЛИЗ В САНИТАРНО-СТАТИСТИЧЕСКОМ ИССЛЕДОВАНИИ

**Место дисперсионного анализа в санитарно-статистическом исследовании.** Метод дисперсионного анализа был разработан Р. А. Фишером более 40 лет тому назад для решения специальных вопросов, связанных с оценкой результатов сельскохозяйственного эксперимента. При помощи этого метода могут быть количественно определены значимость и доля влияния различных факторов на результативный признак. Метод дисперсионного анализа не получил еще широкого применения в медицине и здравоохранении, так как он предполагает анализ небольших серий индивидуальных наблюдений, а также требует четкого планирования и организации эксперимента и весьма кропотливых расчетов.

Некоторые уточнения области применения методики, а также широкое использование для расчетов современной вычислительной техники в значительной степени расширили возможности применения дисперсионного анализа в медицине и здравоохранении в настоящее время.

Дисперсионный анализ позволяет: измерять силу влияний, определять их достоверность, оценивать разности частных средних. Особенно ценна в дисперсионном анализе возможность изучить действие на конечный результат исследования нескольких факторов вместе, роль каждого из них и сравнить действие отдельных факторов между собой.

Дисперсионный анализ может быть с успехом применен во всех случаях проведения исследований в экспериментальной медицине, физиологии, фармакологии, токсикологии, а также в клинической медицине и гигиене. Специальный интерес представляет применение дисперсионного анализа в изучении здоровья населения (см. ниже) и в организации здравоохранения.

Использование метода дисперсионного анализа предполагает количественное выражение наблюдаемых признаков, изучаемые же факторы и их подразделения могут представляться как в количественном, так и в качественном виде.

Основная идея дисперсионного метода заключается в следующем. Если предположить, что исследуется воздействие нескольких факторов ( $F_1, F_2, F_3, \dots F_n$ ) на определенный признак ( $X$ ) и что каждый фактор наблюдается  $t$  раз, то будет получено  $n \cdot t$  наблюдаемых значений. При этом возможно из общей дисперсии  $S_y$  всех наблюдаемых значений выделить дисперсию, являющуюся следствием влияния изучаемых факторов  $S_x$ , и дисперсию, являющуюся следствием случайных причин, так называемую остаточную дисперсию —  $S_z$ . Сравнивая  $S_x$  и  $S_z$ , можно с определенной степенью вероятности установить, насколько существенно влияние изучаемого фактора на величину признака. Дальнейшее изучение факторов проводят путем сравнения средних значений наблюдаемого признака, полученных в результате воздействия каждого из этих факторов в отдельности и при разном их сочетании.

Метод дисперсионного анализа может быть использован для изучения влияния различного числа факторов при одинаковом или неодинаковом числе наблюдений в отношении действия каждого из факторов. При большем числе изучаемых факторов существенно усложняется техника расчета. В связи со сказанным различают: однофакторный, двухфакторный и многофакторный (3 и более) дисперсионный анализ, а также равномерный и неравномерный комплексы.

**Основные понятия дисперсионного анализа**<sup>1</sup>. В дисперсионном анализе принимаются следующие обозначения и названия.

Факторами принято называть любые воздействия или состояния, определяющие ту или иную величину наблюдаемого признака. Обозначаются они обычно заглавными буквами латинского алфавита —

---

<sup>1</sup> Часть главы со стр. 139 по стр. 151 написана совместно с Игматовичем Б. И. и Гладковым В. М.

*A, B, C* и т. д. Наблюдаемые признаки, которые испытывают влияние изучаемых факторов, называются результативными (*y*). Отдельные же значения результативного признака именуется датами, вариантами (*v*).

Из многих факторов, влияющих на результативный признак, учету подлежит лишь небольшая группа основных, организованных в данном исследовании факторов (*x*). Учет влияния остальных (неконтролируемых) факторов ведется суммарно, недифференцированно. Эти факторы называют случайными (*z*).

Из отдельных дат (*v*) формируются специальные таблицы, называемые статистическим комплексом. Статистические комплексы разделяются на: а) равномерные — с одинаковым числом дат в каждой клетке комбинационной таблицы; б) пропорциональные, в которых число дат в различных клетках комбинационной таблицы различно, но соблюдена единая для всего комплекса пропорциональность между ними; в) непропорциональные, в которых распределение дат по клеткам таблицы различно.

Вариация изучаемого признака зависит как от организованных, так и от случайных факторов. Поэтому общая дисперсия ( $C_y$ ) складывается из дисперсии, вызванной организованными факторами — факториальной дисперсии — ( $C_x$ ), и дисперсии, вызванной случайными факторами — остаточной дисперсии — ( $C_z$ ):

$$C_x + C_z = C_y.$$

В свою очередь общая дисперсия признака

$$C_y = \sum (v - \bar{x}_0)^2 = \sum d_y^2,$$

где *v* — дата, отдельное значение результативного признака;

$\bar{x}_0$  — общая средняя арифметическая всего комплекса;

$d_y$  — отклонение каждой даты от общей средней.

Специфическое действие факторов, например  $A_1, A_2$  и т. д., на результативный признак измеряется отклонением групповой средней ( $\bar{x}_\phi$ ) от общей средней арифметической всего комплекса ( $\bar{x}_0$ ).

Факториальная дисперсия:  $C_x = \sum (\bar{x}_\phi - \bar{x}_0)^2 = \sum d_x^2$

Случайная дисперсия:  $C_z = \sum (v - \bar{x}_\phi)^2 = \sum d_z^2$ , где  $\bar{x}_\phi$  — групповая (частная) средняя по каждой отдельной градации организованных факторов.

Когда измеряется влияние нескольких факторов (в многофакторном комплексе), сумма дисперсий каждого из учитываемых факторов и случайной дисперсии должна быть равна общей дисперсии:

$$\sum d_{\phi_1}^2 + \sum d_{\phi_2}^2 + \dots + \sum d_{\phi_n}^2 + \sum d_z^2 = \sum d_y^2$$

Доля участия отдельных факторов в формировании результативного признака определяется из отношения групповых дисперсий к общей (в процентах). Вычислив отношение факториальной дисперсии ( $C_x$ ) к общей ( $C_y$ ), получаем долю влияния организованных факторов:

$$\eta_x^2 = \frac{C_x}{C_y}.$$



Точно так же вычисляется доля участия случайных факторов  $\eta_z^2 = \frac{C_z}{C_y}$ .

При этом  $\eta_x = \sqrt{\frac{C_x}{C_y}}$  — не что иное, как корреляционное отношение, обычный показатель криволинейной связи двух признаков.

Для определения достоверности влияния факторов в группах с разным числом дат применяется так называемая девиата, т. е. дисперсия, приходящаяся на один элемент свободного варьирования или на одну степень свободы:

$$\sigma^2 = \frac{\sum d^2}{n'}$$

где  $n'$  — число степеней свободы.

При вычислении общей девиаты ( $\sigma_y^2$ ) имеем

$$\sigma_y^2 = \frac{\sum (v - \bar{x}_0)^2}{n'_y}$$

Для факториальной девиаты  $\sigma_x^2 = \frac{\sum (\bar{x}_{\phi} - \bar{x}_0)^2}{n'_x}$ .

Для случайной девиаты  $\sigma_z^2 = \frac{\sum (v - \bar{x}_{\phi})^2}{n'_z}$ , где  $\bar{x}_{\phi}$ ,  $\bar{x}_0$  — частная (групповая) и общая средние.

Корень квадратный из девиаты  $\left(\sqrt{\frac{\sum d^2}{n'}}\right)$  — известный показатель математической статистики — среднее квадратическое отклонение ( $\sigma$ ).

Существенность (достоверность) действия фактора определяется отношением факториальной и случайной девиат:

$$F_{\text{выч}} = \frac{\sigma_x^2}{\sigma_z^2}$$

Это отношение сравнивается со стандартной, табличной величиной (приложение XIV). Если  $F_{\text{выч}}$  равно или превышает табличное, то действие изучаемого фактора может считаться доказанным. Когда рассматриваемые факторы существенно влияют на результативный признак, дисперсионный анализ позволяет также измерить и оценить роль различных их градаций и сочетаний.

**Обработка однофакторного дисперсионного комплекса.** Допустим для примера, что изучается величина теплового потока  $\frac{\text{ккал}}{\text{м}^2/\text{ч}}$  в подождежном пространстве в зависимости от вида одежды. Исследуемый фактор — одежда ( $A$ ) представлен тремя градациями: обычная ( $A_1$ ), синтетическая ( $A_2$ ) и комбинированная ( $A_3$ ). Требуется определить степень влияния одежды на величину теплового потока и оценить каждый из ее видов с точки зрения его теплозащитных качеств. Строим статистический комплекс (табл. 67).

Вычисления производятся в следующей последовательности:

1. Вычисление общей дисперсии:

$$C_y = \sum (v - \bar{x}_0)^2$$

Статистический комплекс для однофакторного  
дисперсионного анализа

Градации фактора	Одежда (A)		
	обычная, A <sub>1</sub>	синтетическая, A <sub>2</sub>	комбинированная, A <sub>3</sub>
Варианты результативного признака . . . . .	54; 57	73; 70	67; 63

В данном примере:

а) сумма всех дат  $\Sigma v = 54 + 57 + 73 + 70 + 67 + 63 = 384$ ;

б) число дат  $n = 2 \times 3 = 6$ ;

в) общая средняя  $\bar{x}_0 = \frac{\Sigma v}{n} = \frac{384}{6} = 64$ ;

г) сумма квадратов отклонений каждой даты от общей средней:

$$C_y = \Sigma (v - \bar{x}_0)^2 = (54 - 64)^2 + (57 - 64)^2 + (73 - 64)^2 + (70 - 64)^2 + (67 - 64)^2 + (63 - 64)^2 = 100 + 49 + 81 + 36 + 9 + 1 = 276.$$

2. Вычисление факториальной (групповой, частной) дисперсии ( $C_x$ ).

Для расчета факториальной дисперсии надо:

а) определить средние величины результативного признака каждой градации фактора ( $\bar{x}_\phi$ );

б) вычесть из них общую среднюю всего комплекса ( $\bar{x}_\phi - \bar{x}_0$ );

в) возвести в квадрат полученные отклонения  $(\bar{x}_\phi - \bar{x}_0)^2$ ;

г) умножить их на повторность ( $p$ ) опыта  $(\bar{x}_\phi - \bar{x}_0)^2 \cdot p$ ;

д) сложить произведения  $(\bar{x}_\phi - \bar{x}_0)^2 \cdot p$ .

Общая формула указанных действий выглядит так:

$$C_x = \Sigma (\bar{x}_\phi - \bar{x}_0)^2 \cdot p = \Sigma d_{x\phi}^2.$$

Результаты перечисленных действий приведены в табл. 68.

Отношение факториальной дисперсии к общей характеризует степень влияния изучаемого фактора:

$$\eta_x^2 = \frac{C_x}{C_y} = \frac{259}{276} = 0,94.$$

Следовательно, статистическое влияние организованных факторов на результативный признак составляет 94%.

3) Вычисление случайной дисперсии ( $C_z$ ):

а) находятся средние значения результативного признака по градациям фактора (групповые средние,  $\bar{x}_\phi$ );

б) определяются отклонения каждой даты от своей групповой средней ( $v - \bar{x}_\phi$ );

в) полученные отклонения возводятся в квадрат  $(v - \bar{x}_\phi)^2$ ;

г) квадраты отклонений складываются  $\Sigma (v - \bar{x}_\phi)^2 = C_z$  (случайная дисперсия).

## Вычисление факториальной дисперсии

Градация фактора	$A_1$	$A_2$	$A_3$	
Значение результативного признака ( $v$ ) . . . . .	54; 57	73; 70	67; 63	$p=2$ $n=6$
Суммы значений . . . . .	111	143	130	$\Sigma v = 384$
Групповые средние $\bar{x}_\phi$ . . . . .	55,5	71,5	65	$\bar{x}_0 = 64$
Отклонения групповых средних от общей средней ( $\bar{x}_\phi - \bar{x}_0$ )	-8,5	+7,5	+1	
Квадраты отклонений ( $\bar{x}_\phi - \bar{x}_0$ ) <sup>2</sup> = $d_x^2$ . . . . .	72,25	56,25	1	
Квадраты отклонений, помноженные на повторность опыта ( $\bar{x}_\phi - \bar{x}_0$ ) <sup>2</sup> · $p$ = $d_x^2 \cdot p$ . . . . .	$72,25 \times 2 = 144,5$	$56,25 \times 2 = 112,5$	$1 \times 2 = 2$	$C_x = 259$

Соответствующие расчеты приведены в табл. 69.

Степень влияния неучтенных в опыте факторов определяется отношением

$$\eta_z^2 = \frac{C_z}{C_y} = \frac{17}{276} = 0,06.$$

Итак, доля влияния на результативный признак неучтенных факторов составляет 6% общего влияния всех факторов, участвующих в эксперименте.

ТАБЛИЦА 69

## Вычисление случайной дисперсии

Градация фактора	$A_1$	$A_2$	$A_3$
Значение результативного признака ( $v$ ) . . . . .	54; 57	73; 70	67; 63
Групповые средние, $\bar{x}_\phi$ . . . . .	55,5	71,5	65
Отклонения дат от своих групповых средних ( $v - \bar{x}_\phi$ ) = $d_z$ . . . . .	-1,5; +1,5	+1,5; -1,5	+2; -2
Квадраты отклонения ( $v - \bar{x}_\phi$ ) <sup>2</sup> = . . . . .	2,25; 2,25	2,25; 2,25	4; 4
Сумма квадратов отклонений $\Sigma (v - \bar{x}_\phi)^2 =$	4,5	4,5	8

Сложение факториальной и остаточной дисперсий дает в сумме общую дисперсию

$$C_x + C_z = C_y; \quad 259 + 17 = 276.$$

Таким образом, действие организованных и случайных факторов на величину результативного признака распределяется следующим образом (в %):

Действие организованного фактора (объединенное действие трех градаций $A_1, A_2, A_3$ ) . . . . .	94
Действие неучтенных в данном опыте факторов . . . . .	6
Совместное действие всех факторов . . . . .	100

Оценка достоверности влияния организованных и неучтенных факторов на величину результативного признака производится путем сравнения отношения факториальной и случайной девиат с соответствующими табличными значениями.

Число степеней свободы в однофакторном комплексе определяется следующим образом:

- а) для общей дисперсии  $n'_y = n - 1$ , в примере  $6 - 1 = 5$ ;
  - б) для факториальной дисперсии  $n'_y = r_x - 1$ , в примере  $3 - 1 = 2$ ;
  - в) для случайной дисперсии  $n'_z = n - r_x$ , в примере  $6 - 3 = 3$ ,
- где  $n'_y$ ,  $n'_x$  и  $n'_z$  — числа степеней свободы общей, факториальной и случайной дисперсий;  $n$  — общее число наблюдений;  $r_x$  — число градаций факторов. Для контроля  $n'_x + n'_z = n'_y$ , или  $3 + 2 = 5$ .

Значения девиат в рассматриваемом примере:

$$\text{факториальная} - \sigma_x^2 = \frac{C_x}{n'_x} = \frac{259}{2} = 129,5;$$

$$\text{случайная} \sigma_z^2 = \frac{C_x}{n'_z} = \frac{17}{3} = 5,67.$$

Вычислим теперь отношение факториальной и случайной девиат  $F_{\text{выч}}$ .

$$F_{\text{выч}} = \frac{\sigma_x^2}{\sigma_z^2} = \frac{129,5}{5,67} = 22,8.$$

Сравнение полученного отношения с соответствующими табличными значениями дает возможность ответить на вопрос, достоверно ли влияние организованных факторов в опыте (табл. 70).

ТАБЛИЦА 70

Определение достоверности влияния организованных факторов

Факторы	Дисперсия	Число степеней свободы	Девиата	Отношение девиат ( $F_{\text{выч}}$ )	$F_{\text{табл}}$ при вероятностях	
					$p = 0,95$	$p = 0,99$
Организованные (x)	259	2	129,50	22,8	9,3	29,5
Случайные	17	3	5,67	—	—	—
Итого . . . . .	276	5	—	—	—	—

В разбираемом примере  $F_{\text{выч}}$  (22,8) превышает  $F_{\text{табл}}$  (приложение XIV) для  $P = 0,95$  (9,3), которое является достаточным для суждения о достоверности влияния на результат исследования организованных факторов. Поэтому обнаруженное в опыте действие фактора (одежды) не может считаться случайным.

Доказав существенность влияния одежды на величину теплототока, определим, какой из ее видов является наилучшим в отношении теплозащитных свойств. Для этих целей используется следующая формула:

$$F_{\text{выч}} = \frac{n_1 \cdot n_2}{n_1 + n_2} \cdot \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{\sigma_z^2},$$

где  $n_1$  и  $n_2$  — число наблюдений (дат), из которых вычислены групповые средние  $\bar{x}_1$  и  $\bar{x}_2$ ;

$\sigma_z^2$  — случайная (остаточная) дисперсия.

Определение существенности различий достигается сравнением  $F_{\text{выч.}}$  с  $F_{\text{табл.}}$  (приложение XIV) при соответствующих уровнях вероятностей. Применим указанную выше формулу для оценки достоверности различий между обычной одеждой и синтетической. Величина  $\bar{x}_1$  (для обычной одежды) равна  $55,5 \frac{\text{ккал}}{\text{м}^2/\text{ч}}$ ,  $\bar{x}_2$  (для синтетической одежды) —  $71,5 \frac{\text{ккал}}{\text{м}^2/\text{ч}}$ , остаточная дисперсия —  $5,67 \frac{\text{ккал}}{\text{м}^2/\text{ч}}$ , числа наблюдений для  $\bar{x}_1$  и  $\bar{x}_2$  — соответственно  $n_1 = 2$  и  $n_2 = 2$ .

$$F_{\text{выч.}} = \frac{n_1 \cdot n_2}{n_1 + n_2} \cdot \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{\sigma_x^2} = \frac{2 \cdot 2}{2 + 2} \cdot \frac{(55,5 - 71,5)^2}{5,67} = 45,02.$$

При  $n_1' = 1$ ,  $n_2 = 3$ ,  $F_{\text{табл.}}$  равно 10,13 для  $P = 0,95$  и 34,12 для  $P = 0,99$ .  $F_{\text{выч.}}$  превышает  $F_{\text{табл.}}$  при вероятности  $P = 0,99$ , что с большой достоверностью свидетельствует о лучших теплозащитных свойствах синтетической одежды по сравнению с обычной.

При сравнении обычной одежды с комбинированной  $F_{\text{выч.}}$  оказалось равным 15,9, а синтетической с комбинированной — 7,45.

Статистический анализ полученных данных дает основание сделать вывод о лучших теплозащитных качествах комбинированной и особенно синтетической одежды по сравнению с обычной. Уровень вероятности такого суждения достаточно высок: больше 95% в первом случае и больше 99% — во втором.

**Обработка двухфакторного дисперсионного комплекса.** Значение дисперсионного анализа в медицинской статистике особенно велико, когда требуется проанализировать результаты наблюдений или экспериментов по изучению влияния различных факторов и их комбинаций. Обычно принятое и довольно распространенное попарное сравнение этих факторов, их градаций и сочетаний при помощи критерия  $t$  иногда нецелесообразно из-за больших затрат времени и значительного объема вычислительных операций. Во многих случаях этих трудностей можно избежать, предварительно хорошо продумав и спланировав опыт. В обработке полученных данных большую помощь окажет дисперсионный анализ.

ТАБЛИЦА 71

*Двухфакторный статистический комплекс*

Градации первого фактора	$A_1$ пищевой рацион № 1		$A_2$ пищевой рацион № 2	
	$B_1$ первая разновидность мышей	$B_2$ вторая разновидность мышей	$B_1$ первая разновидность мышей	$B_2$ вторая разновидность мышей
Значения результативного признака $v$ . . . . .	39 46 38	29 27 22	33 40 38	28 35 33

$$n = 12; \Sigma v = 408; \bar{x}_0 = 34$$

Ограничимся разбором двухфакторного статистического комплекса. В качестве примера рассмотрим, как исследуется влияние двух пище-

вых рационов (первый фактор) на вес двух разновидностей белых мышей (второй фактор). Обязательным условием является независимость изучаемых факторов. Необходимо установить, как действует каждый фактор в отдельности (при элиминировании влияния другого), каково их совместное действие при разных сочетаниях градаций.

Для ответа на эти вопросы построим двухфакторный статистический комплекс (табл. 71).

Этапы решения двухфакторного статистического комплекса следующие:

1. Вычисление общей дисперсии осуществляется как и при однофакторном комплексе.

$$C_y = \sum (v - \bar{x}_0)^2,$$

$$C_y = (39 - 34)^2 + (46 - 34)^2 + (38 - 34)^2 + (29 - 34)^2 + (27 - 34)^2 +$$

$$+ (22 - 34)^2 + (33 - 34)^2 + (40 - 34)^2 + (38 - 34)^2 + (28 - 34)^2 +$$

$$+ (35 - 34)^2 + (33 - 34)^2 = 25 + 144 + 16 + 25 + 49 + 144 + 1 + 36 + 1 +$$

$$+ 16 + 36 + 1 + 1 = 494.$$

2. Вычисление случайной дисперсии аналогично нахождению её в однофакторном комплексе:

$$C_z = \sum (v - \bar{x}_{\phi})^2 = \sum d_z^2;$$

а) групповые средние по четырем градациям:

$$41; 26; 37; 32;$$

б) отклонение каждой даты от своей групповой средней:

$$-2; +5; -3; +3; +1; -4; -4; +3; +1; -4; +3; +1;$$

в) квадраты указанных отклонений:

$$4; 25; 9; 9; 1; 16; 16; 9; 1; 16; 9; 1;$$

г) сумма квадратов этих отклонений:

$$C_z = 116.$$

3. Вычисление дисперсии суммарного действия организованных факторов (табл. 72).

ТАБЛИЦА 72

Вычисление дисперсии организованных факторов

Градации первого фактора	A <sub>1</sub>		A <sub>2</sub>		
	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	
Значения результативного признака . . . . .	39	29	33	28	n = 12
	46	27	40	35	Σv = 408
	38	22	38	33	
Групповые средние . . . . .	41	26	37	32	x <sub>0</sub> = 34
Отклонения групповых средних от общей средней комплекса (x̄ <sub>φ</sub> - x̄ <sub>0</sub> ) = d <sub>x</sub> . . . . .	+7	-8	+3	-2	
Квадраты отклонения (x̄ <sub>φ</sub> - x̄ <sub>0</sub> ) <sup>2</sup> = d <sub>x</sub> <sup>2</sup> . . . . .	49	64	9	4	p = 3
Произведения квадратов отклонений на повторность опыта d <sub>x</sub> <sup>2</sup> · p . . . . .	147	192	27	12	C <sub>x</sub> = 378

4. Вычисление групповых факториальных дисперсий (по каждому фактору).

В нашем примере первый фактор пища ( $A$ ) имеет две градации:  $A_1$  — первый рацион и  $A_2$  — второй рацион. Каждой градации фактора  $A$  соответствует одинаковое число градаций второго фактора  $B$  (породы белых мышей) с их двумя разновидностями  $B_1$  и  $B_2$ . Приведенное обстоятельство позволяет рассматривать действие фактора  $B$  (породы) для разных градаций фактора  $A$  (пищевого рациона) как выравненное.

Каждая градация фактора  $A$  содержит по шесть дат. Разделив сумму всех этих дат на их число, получим групповые средние по каждой градации ( $\bar{x}_{A_1}$  и  $\bar{x}_{A_2}$ ).

Дисперсия таких средних находится путем суммирования квадратов их отклонений от общей средней, взвешенных по числу дат ( $p_A$ ) каждой градации  $C_A = \sum (\bar{x}_A - \bar{x}_0) \cdot p_A$  (табл. 73).

ТАБЛИЦА 73

Вычисление факториальной дисперсии (фактор  $A$ )

Градация первого фактора	$A_1$		$A_2$	
	$B_1$	$B_2$	$B_1$	$B_2$
Значения результативного признака $v$	39 46 38	29 27 22	33 40 38	28 35 33
Градация второго фактора	$A_1$		$A_2$	
Значения по градациям фактора $A$ . . . . .	39; 46; 38; 29; 27; 22;	33; 40; 38; 28; 35; 33	$n = 12$ $\sum v = 408$	
Сумма значений по градациям фактора $A$	201	207		
Групповые средние по градациям фактора $A$ ( $\bar{x}_A$ ) . . . . .	33,5	34,5	$\bar{x}_0 = 34$	
Отклонения групповых средних от общей средней комплекса ( $\bar{x}_A - \bar{x}_0 = d_A$ ) . . . . .	-0,5	+0,5		
Квадраты отклонений ( $(\bar{x}_A - \bar{x}_0)^2 = d_A^2$ ) . . . . .	0,25	0,25	$p_A = 6$	
Произведения квадратов отклонений на число дат градации фактора $A$ ( $(\bar{x}_A - \bar{x}_0)^2 \cdot p_A = d_A^2 p_A$ ) . . . . .	1,5	1,5	$C_A = 3$	

Точно так же находится дисперсия по фактору  $B$  (расчет в табл. 74).

Дисперсия сочетанного действия факторов ( $A + B$ ) на результативный признак составляет ту часть общей дисперсии, которая вытекает из различий в действии одного фактора в зависимости от градаций другого.

Вычисление факториальной дисперсии по сочетаниям факторов является специфической особенностью дисперсионного анализа. Влияние различных сочетаний изучаемых факторов особенно проявляется, когда действие одного из них тормозит или стимулирует второй.

Вычисление факториальной дисперсии (фактор  $B$ )

Градации первого фактора	$A_1$		$A_2$	
	$B_1$	$B_2$	$B_1$	$B_2$
Градации второго фактора				
Значения результативного признака . . .	39	29	33	28
	46	27	40	35
	38	22	38	33
Градации факторов $B$	$B_1$	$B_2$		
Значения по градациям фактора $B$ . . .	39; 46; 38; 33; 40; 38	29; 27; 22; 28; 35; 33	$n = 12$ $\Sigma v = 408$	
	234	174		
Сумма значений по градациям фактора $B$				
Групповые средние по градациям фактора $B$ ( $\bar{x}_B$ ) . . . . .	39	29	$\bar{x}_0 = 34$	
Отклонения групповых средних от общей средней комплекса ( $d_B$ ) . . . . .	+5	-5		
Квадраты отклонений $d_B^2$ . . . . .	25	25	$p_B = 6$	
$d_B^2 \cdot p_B$ . . . . .	150	150	$C_B = 300$	

Порядок вычисления факториальной дисперсии по сочетаниям факторов приведен в табл. 75.

Значение  $\bar{x}_{A_1} = 33,5$  записывается для сочетаний факторов —  $A_1B_1$  и  $A_1B_2$ , так как вместе они образуют  $A_1$ . Величина  $\bar{x}_{A_2} = 34,5$  ставится в двух остальных градациях фактора  $A$  —  $A_2B_1$  и  $A_2B_2$ , составляющих вместе  $A_2$ .

Для первой градации фактора  $B$  величина  $\bar{x}_{B_1} = 39$  проставляется при сочетаниях факторов —  $A_1B_1$  и  $A_2B_1$ , образующих вместе  $B_1$ .

Аналогично величина  $\bar{x}_{B_2} = 29$  ставится во второй и четвертой градациях, составляющих  $B_2$ .

Далее определяются отклонения групповых средних от общей средней  $\bar{x}_\phi - \bar{x}_0 = d_x$ , отклонения средних по факторам от общей средней  $\bar{x}_A - \bar{x}_0 = d_A$  и  $\bar{x}_B - \bar{x}_0 = d_B$ .

Чтобы найти отклонения по сочетаниям факторов  $AB$ , используются уравнения:

$$d_x = d_A + d_B + d_{AB} \quad \text{и отсюда} \quad d_{AB} = d_x - d_A - d_B.$$

Полученные значения  $d_{AB}$  возводят в квадрат и умножают на повторность опыта ( $d_{AB}^2 \cdot p$ ).

Сумма всех значений  $d_{AB}^2$  составит дисперсию сочетанного действия факторов  $C_{AB} = \Sigma d_{AB}^2 = 75$ .

Для проверки правильности расчетов полезно знать, что в равномерных и пропорциональных комплексах  $C_x = C_A + C_B + C_{AB}$ ; в примере  $378 = 3 + 300 + 75$ , следовательно, дисперсия сочетаний факторов  $C_{AB} = C_x - C_A - C_B = 378 - 3 - 300 = 75$ .



Вычисление факториальной дисперсии по сочетанию факторов

	A <sub>1</sub>		A <sub>2</sub>		
	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	
$v$	39; 46; 38	29; 27; 22	33; 40; 38	28; 35; 33	$v = 12$
$\bar{x}_\varphi$	$\frac{39 + 46 + 38}{3} = 41$	$\frac{29 + 27 + 22}{3} = 26$	$\frac{33 + 40 + 38}{3} = 37$	$\frac{28 + 35 + 33}{3} = 32$	$\sum v = 408$
$\bar{x}_A$	$\frac{39 + 46 + 38 + 29 + 27 + 22}{6} = 33,5$	$\frac{39 + 46 + 38 + 29 + 27 + 22}{6} = 33,5$	$\frac{33 + 40 + 38 + 28 + 35 + 33}{6} = 34,5$	$\frac{33 + 40 + 38 + 28 + 35 + 33}{6} = 34,5$	$\bar{x} = \frac{408}{12} = 34$
$\bar{x}_B$	$\frac{39 + 46 + 38 + 33 + 40 + 38}{6} = 39$	$\frac{29 + 27 + 22 + 28 + 35 + 33}{6} = 29$	$\frac{39 + 46 + 38 + 33 + 40 + 38}{6} = 39,0$	$\frac{29 + 27 + 22 + 28 + 35 + 33}{6} = 29,0$	
$d_x$	+7	-8	+3	-2	
$d_A$	-0,5	-0,5	+0,5	+0,5	
$d_B$	+5	-5	+5	-5	
$d_{AB}$	$+7 - (-0,5) - (+5) = +7 + 0,5 - 5 = 2,5$	$-8 - (0,5) - (-5) = -8 - 0,5 + 5 = -2,5$	$+3 - (+0,5) - (+5) = +3 - 0,5 - 5 = -2,5$	$-2 - (+0,5) - (-5) = -2 - 0,5 + 5 = 2,5$	$\rho_{AB} = 3$
$d_{AB}^2 \cdot v$	$6,25 \cdot 3 = 18,75$	$6,25 \cdot 3 = 18,75$	$6,25 \cdot 3 = 18,75$	$6,25 \cdot 3 = 18,75$	$C_{AB} = 75$

Оценка доли влияния факторов и их сочетаний осуществляется, как и в однофакторном комплексе, путем вычисления отношения групповых дисперсий к общей:

$$\text{Для фактора } A: \eta_A^2 = \frac{3}{494} = 0,006 (0,6\%);$$

$$\text{для фактора } B: \eta_B^2 = \frac{300}{494} = 0,607 (60,7\%);$$

$$\text{для сочетаний факторов } A \text{ и } B: \eta_{AB}^2 = \frac{75}{494} = 0,152 (15,2\%);$$

$$\text{для суммарного действия организованных факторов: } \eta_x^2 = \frac{378}{494} = 0,765 (76,5\%);$$

$$\text{для случайных факторов: } \eta_z^2 = \frac{116}{494} = 0,235 (23,5\%).$$

Сумма влияния организованных факторов  $\eta_x^2 = \eta_A^2 + \eta_B^2 + \eta_{AB}^2 = 0,006 + 0,607 + 0,152 = 0,765 (76,5\%)$ ; всех факторов  $\eta_y^2 = \eta_x^2 + \eta_z^2 = 0,765 + 0,235 = 1,0 (100\%)$ .

Достоверность влияний факторов и их сочетаний определяют путем соотношений факториальных девиат ( $\sigma^2$ ) к случайной ( $\sigma_z^2$ ):

$$F_{\text{выч}} = \frac{\sigma^2}{\sigma_z^2}.$$

Для этого находят соответствующие числа степеней свободы по следующим формулам:

$$\text{для общей дисперсии } n'_y = n - 1, \text{ в примере } n'_y = 12 - 1 = 11;$$

$$\text{для дисперсии по первому фактору } n'_A = r_A - 1 = 2 - 1 = 1;$$

$$\text{для дисперсии по второму фактору } n'_B = r_B - 1 = 2 - 1 = 1;$$

$$\text{для дисперсии сочетания факторов } A \text{ и } B: n'_{AB} = n'_A \cdot n'_B = 1 \times 1 = 1;$$

$$\text{для суммарной дисперсии организованных факторов } n'_x = r_A \cdot r_B - 1 = 2 \times 2 - 1 = 3;$$

$$\text{для остаточной дисперсии: } n'_z = n - r_A \cdot r_B = 12 - (2 \times 2) = 8, \text{ где } r_A \text{ и } r_B \text{ — число градаций каждого фактора.}$$

Следует иметь в виду, что сумма степеней свободы частных дисперсий всегда равна числу степеней свободы общей дисперсии:  $n'_A + n'_B + n'_{AB} + n'_z = n'_y$ , или  $1 + 1 + 1 + 8 = 11$ .

Девиаты получают делением каждой дисперсии на соответствующую ей степень свободы:

$$\text{для общей дисперсии: } \sigma_y^2 = \frac{494}{11} = 44,9;$$

$$\text{для фактора } A: \sigma_A^2 = \frac{3}{1} = 3;$$

$$\text{для фактора } B: \sigma_B^2 = \frac{300}{1} = 300;$$

$$\text{для сочетаний } A \text{ и } B: \sigma_{AB}^2 = \frac{75}{1} = 75;$$

$$\text{для суммарного действия организованных факторов } \sigma_x^2 = \frac{378}{3} = 126;$$

$$\text{для случайных факторов: } \sigma_z^2 = \frac{116}{8} = 14,5.$$

Отсюда отношение девиат, показатели достоверности, равны: для фактора  $A$ :  $F_A = \frac{3}{14,5} = 0,207$ ;

для фактора  $B$ :  $F_B = \frac{300}{14,5} = 20,689$ ;

для сочетания  $A$  и  $B$ :  $F_{AB} = \frac{75}{14,5} = 5,172$ ;

для суммарного действия организованных факторов:  $F_x = \frac{126}{14,5} = 8,689$ .

Конечный этап анализа двухфакторного статистического комплекса — сравнение полученных показателей достоверности с табличными и выяснение опорности заключений (табл. 76).

ТАБЛИЦА 76

Определение достоверности заключений

	Дисперсия ( $C$ )	Число степеней свободы ( $n'$ )	Девиата ( $\sigma^2$ )	Отношение девиат ( $F_{\text{выч}}$ )	$F_{\text{табл}}$ при вероятностях	
					$P = 0,95$	$P = 0,99$
Фактор $A$ (пища)	3	1	3,0	0,207	5,32	11,26
Фактор $B$ (порода)	300	1	300,0	20,689	5,32	11,26
Сочетание $AB$	75	1	75,0	5,172	5,32	11,26
Сумма $A, B, AB$	378	3	126,0	8,689	4,11	7,60
Случайные факторы	116	8	14,5	—	—	—
Итого	494	11	—	—	—	—

Сравнивая вычисленные отношения девиат с табличными значениями, нетрудно заметить, что из двух изучаемых факторов  $A$  и  $B$  (вида пищи и породы мышей) достоверным оказывается влияние породы мышей. Уровень вероятности этого утверждения очень высок ( $P > 0,99$ ), так как  $20,689 > 11,26$ . Сочетанное действие факторов  $AB$  оказалось недостоверным ( $P < 0,95$ ).

Из таблицы 75 также видно, что влияние суммы организованных факторов ( $A + B + AB$ ) вполне достоверно:  $P > 0,99$ . Общее действие учтенных факторов на результативный признак может быть объяснено превалирующим влиянием биологических особенностей изучаемых объектов — породы белых мышей.

Таким образом, дисперсионный анализ обладает рядом преимуществ по сравнению с обычно принятым методом оценки при помощи критерия Фишера — Стьюдента, в частности, возможностью в одном эксперименте изучать влияние нескольких факторов. В результате «автоматически» извлекается весьма существенная дополнительная информация о природе взаимодействия организованных факторов, для освещения которой потребовалось бы провести серию опытов.

**Дисперсионный анализ в изучении заболеваемости населения**<sup>1</sup>. Дисперсионный анализ не получил еще достаточного применения в социальной гигиене и организации здравоохранения, однако имеющийся опыт в этом направлении является обнадеживающим.

В изучении заболеваемости населения, как и при любых других социально-гигиенических исследованиях, можно использовать одно-, двух-, трех- и т. д. факторный дисперсионный анализ.

Применение метода дисперсионного анализа при изучении заболеваемости покажем на конкретном примере. В табл. 77 в качестве иллюстрации приводится форма записи результатов изучения заболеваемости у рабочих ряда промышленных предприятий в связи с профессией и стажем работы в этой профессии, используемая при дисперсионном анализе.

ТАБЛИЦА 77

*Дисперсионный комплекс для анализа заболеваемости рабочих промышленных предприятий*  
(на 1000 чел. в каждой ячейке)

Стаж работы		До 10 лет			10 лет и более		
		А	Б	В	А	Б	В
профессия		А	Б	В	А	Б	В
Предприятия	№ 1	785,3	815,1	770,4	952,1	931,0	940,0
	№ 2	817,5	797,4	853,7	1017,4	988,7	1000,0
	№ 3	842,7	850,6	832,2	989,5	1051,9	1025,5
	№ 4	793,4	843,8	801,1	943,2	990,2	992,0

Однофакторный дисперсионный комплекс. Фактические материалы для расчета взяты из монографии И. Д. Богатырева «Заболеваемость и лечебно-профилактическое обслуживание промышленных рабочих» (М., 1962; табл. 14, 16, 17, 18; все показатели округлены до целых значений) и представлены в табл. 78.

Оценивается влияние пола (фактор А) на уровень заболеваемости с временной утратой трудоспособности у рабочих пяти металлургических заводов. Из табл. 78 видно, что на всех заводах уровень заболеваемости у мужчин несколько выше, чем у женщин. Результаты дисперсионного анализа, вместе с тем, не подтверждают значимого влияния пола на уровень заболеваемости с временной утратой трудоспособности.

Изучение методом дисперсионного анализа влияния условий труда на частоту заболеваемости конъюнктивитами (табл. 79) показывает, что место работы (доменный, мартеновский или прокатный цеха) статистически значимо, существенно ( $P > 0,95$ ) и в значительной мере (59,2%) влияет на уровень заболеваемости.

<sup>1</sup> В написании принимали участие А. В. Кудинов и Д. М. Малинский.

Оценка влияния пола на уровень заболеваемости с временной утратой трудоспособности у рабочих металлургических заводов

1. Исходные данные			
Заболеваемость	Заводы	Фактор А	
		мужчины (A <sub>1</sub> )	женщины (A <sub>2</sub> )
Стандартизованные показатели заболеваемости (в ‰)	1	866	707
	2	1454	1370
	3	1032	996
	4	890	766
	5	1113	1063

II. Результаты дисперсионного анализа

Факторы	Доля влияния фактора на уровень заболеваемости	Число степеней свободы (n')	Девиата	Отношение девиат (F <sub>выч</sub> )	Табл. значение F при n' <sub>2</sub> = 8, n' <sub>1</sub> = 1 и вероятностях	
					P = 0,95	P = 0,99
Фактор А (пол)	4%	1	20520,9	3,07	239	5981
Прочие факторы (Z)	96%	8	63041,1			

Рассмотрим аналогичные данные об особенностях заболеваемости гастритом среди рабочих в тех же цехах (табл. 80). Результаты дисперсионного анализа показывают, что между характером труда и уровнем заболеваемости острым и хроническим гастритами нет статистически значимых зависимостей ( $P < 0,95$ ). Доля влияния изучаемого фактора на заболеваемость менее 50% (46,2%).

Двухфакторные дисперсионные комплексы. Применение двухфакторного статистического комплекса повышает количество информации о причинах, влияющих на результативный признак.

В тех случаях, когда в каждом классе дисперсионного комплекса имеется лишь по одному наблюдению, применяется так называемый двух-, трех- и т. д. факторный дисперсионный анализ без повторности. Решение при этом упрощается, однако данный метод не позволяет выяснить взаимодействие факторов двухфакторного комплекса. Обоснование и техника расчетов бесповторных комплексов приводятся у Г. Шеффе (1963) и В. Ю. Урбаха (1964).

Для иллюстрации дисперсионного анализа без повторности обратимся к рассмотренному ранее примеру о влиянии профиля цеха работы на заболеваемость острым и хроническим гастритами. Выше предполагалось, что особенности производственного процесса на каждом заводе не играют существенной роли в заболеваемости рабочих.

Оценка влияния условий работы в цехе на заболеваемость конъюнктивитом  
(с временной утратой трудоспособности) у рабочих металлургических  
заводов (на 1000 чел.)

I. Исходные данные				
Заболеваемость	Заводы	Фактор А (цех)		
		доменные цехи — $A_1$	мартеновские цехи — $A_2$	прокатные цехи — $A_3$
Показатели заболеваемости (в ‰)	1	4,4	8,6	7,1
	2	5,3	11,9	10,5
	3	3,1	6,2	7,2
	4	3,8	15,3	8,4

## II. Результаты дисперсионного анализа

Факторы	Доля влияния фактора на заболеваемость	Число степеней свободы ( $n'$ )	Девииата	Отношение девиат ( $F_{\text{выч}}$ )	Табл. значения $F$ при $n'_z = 9$ , $n'_A = 2$ и вероятностях	
					$P = 0,95$	$P = 0,99$
Фактор А (цех)	59,2%	2	41,59	6,54	4,3	8,0
Прочие факторы (Z)	40,8%	9	6,36			

Условность подобного допущения очевидна и не исключена поэтому возможность действительного влияния специфики отдельных заводов на заболеваемость острым и хроническим гастритом. В таком случае на результат однофакторного анализа могла в какой-то мере повлиять неоднородность условий производства.

Когда качественное исследование изучаемых объектов однофакторного комплекса дает указания на возможную неоднородность отдельных наблюдений, целесообразно вместо однофакторного применять двухфакторный дисперсионный анализ без повторности.

Выделив, наряду с профилем цеха, специфику заводов в качестве самостоятельного фактора, можно, с одной стороны, установить, действительно ли характер производства в целом и другие, присущие каждому заводу, особенности оказывают влияние на уровень заболеваемости, с другой стороны, получить долю воздействия цеха на заболеваемость острыми и хроническими гастритами в «чистом» виде.

Поставленная задача решается методом двухфакторного дисперсионного анализа без повторности (табл. 81). Влияние специфики заводов как фактора на уровень заболеваемости несущественно, хотя доля ее воздействия на колеблемость довольно велика (46%). Более того, результаты двухфакторного дисперсионного анализа без повторности позволяют внести коррективы в итоги однофакторного анализа (см. табл. 80). В частности, профиль цеха в весьма незначительной степени влияет на разброс показателей, колеблемость которых в большей степени зависит от специфики заводов.

Влияние условий работы на заболеваемость (с временной утратой трудоспособности) острым и хроническим гастритами у рабочих металлургических заводов

I. Исходные данные						
Заболеваемость		Заводы	Фактор А (цех)			
			домеинные цехи — А <sub>1</sub>	мартиновские цехи — А <sub>2</sub>	прокатные цехи — А <sub>3</sub>	
Показатели заболеваемости (в ‰)	заболеваемости	1	23,4	26,4	43,1	
		2	13,8	45,5	48,3	
		3	26,9	35,6	21,9	
		4	21,5	29,6	38,1	

II. Результаты дисперсионного анализа						
Факторы	Доля влияния фактора на заболеваемость	Число степеней свободы (n')	Девината	Отношение девинат (F <sub>выч</sub> )	Табл. значения F при n' <sub>2</sub> = 9, n <sub>A</sub> = 2 и вероятностях	
					P = 0,95	P = 0,99
Фактор А (цех)	46,2%	2	300,8	3,87	4,3	8,0
Прочие факторы (Z)	53,8%	9	77,7			

Конкретные результаты, полученные при решении рассмотренных статистических комплексов, не могут считаться окончательными, а носят скорее ориентировочный, иллюстративный характер, так как приводимые материалы и их группировка по факторам не полностью соответствуют требованиям, предъявляемым дисперсионным анализом к фактическим данным.

Результаты дисперсионного анализа во многом зависят также от группировки изучаемых факторов. Объединение детальных группировок в более крупные может изменить первоначальные выводы (А. Я. Боярский, 1955; Е. К. Меркурьева, 1962).

В процессе изучения заболеваемости отдельных групп населения при обработке интенсивных показателей не всегда имеется возможность осуществить их группировку таким образом, чтобы выявить влияние изучаемого фактора в чистом виде. В ряде случаев к действию изучаемого фактора присоединяется влияние побочных факторов, в результате чего при анализе влияния одного и того же фактора в различных группировках степень его влияния будет различной.

В качестве примера приводим два дисперсионных комплекса, организованных с целью изучения влияния профессии, стажа работы и места жительства на уровень заболеваемости острым бронхитом. В обоих комплексах рассматривается одна и та же совокупность работающих, но группировка ее по факторам различна (табл. 82, 83).

Статистические комплексы 1 и 2 были решены методом двухфакторного дисперсионного анализа без повторности (с одним наблю-

дением в ячейке). Данные о влиянии профессии на уровень заболеваемости в каждом из комплексов приведены в табл. 84. В том и другом случаях с большой степенью вероятности выявляется существенность влияния профессии на уровень заболеваемости острым бронхитом. Вместе с тем, доля влияния профессии в каждом из комплексов различна и равна, соответственно, 70,4 и 87,4% (табл. 84).

ТАБЛИЦА 81

*Влияние условий работы на заболеваемость острыми и хроническими гастритами у рабочих металлургических заводов*

I. Исходные данные			
Цех (фактор А) Наименование предприятий (фактор В)	доменные цехи	мартееновские цехи	прокатные цехи
Ждановский металлургический завод	23,4	26,4	43,1
Магнитогорский металлургический комбинат	13,8	45,5	48,5
Днепропетровский металлургический завод	26,9	35,6	21,9
Челябинский металлургический завод	21,5	29,6	38,1

II. Результаты дисперсионного анализа

Факторы	Доля влияния фактора на заболеваемость гастритом	Число степеней свободы (n')	Девината	Отношение девиат (F <sub>выч</sub> )	Табличные значения F при n <sub>z</sub> = 6, n' = 3,2 и вероятностях		
					0,95	0,99	0,999
Фактор А (цех)	7,85%	3	34,0	2,93	8,94	27,91	—
Фактор В (предприятие)	46,25%	2	300,8	3,02	5,1	10,9	27,0
Прочие факторы (Z)	45,90%	6	99,49				

ТАБЛИЦА 82

*Заболеваемость обследованных рабочих острым бронхитом в зависимости от профессии и стажа в ‰ (комплекс 1)*

Профессия Стаж	1	2	3	4	5	6	7	8
	До 5 лет	40,4	22,7	25,4	4,7	8,6	5,8	21,3
5—10 лет	37,3	13,8	23,0	11,9	7,2	18,3	17,7	11,1
Свыше 10 лет	19,3	16,6	20,4	12,1	18,5	5,8	15,1	12,1

Неодинаковые результаты могут быть объяснены двумя причинами. Первая из них связана с недостаточной детализацией факторов в каждом из анализируемых комплексов; вторая — с тем, что двухфактор-



ный комплекс с одним наблюдением в ячейке не позволяет разделить влияние факторов в чистом виде и их взаимодействие. Указанные недостатки в значительной мере устраняются применением трехфакторного комплекса (даже с одним наблюдением в ячейке), позволяющим, наряду с более детальной группировкой факторов, установить с большей определенностью как влияние каждого фактора в отдельности, так и их совместное воздействие на результативный признак.

ТАБЛИЦА 83

*Заболеваемость обследованных рабочих острым бронхитом в зависимости от профессии и предшествующего места жительства (в ‰) (комплекс 2)*

Климатическая зона \ Профессия	1	2	3	4	5	6	7	8
	Средняя	33,8	18,9	20,2	8,5	11,9	6,7	20,9
Южная	31,9	18,0	27,3	10,9	11,3	13,1	14,6	18,0

Решение статистического комплекса, построенного для той же совокупности рабочих, но с группировкой по трем факторам одновременно, позволило констатировать, что доля влияния профессии в чистом виде составляет 42,9%, а суммарное влияние ее, включающее взаимодействие с другими факторами, достигает 76%.

ТАБЛИЦА 84

*Доля влияния профессии на уровень заболеваемости рабочих острым бронхитом*

	Комплекс 1	Комплекс 2
Доля влияния	70,49%	87,4%
Отношение девиат ( $F_{\text{выч}}$ )	5,09	8,06
Число степеней свободы ( $n'$ )	7	7
Табличные значения $F$ при $n_{z_1} = 14$ , $n_{z_2} = 7$ и вероятностях	0,95 0,99	2,77 4,28
		3,79 7,00

Таким образом, чем больше организованных факторов, тем более точна информация о причинах, оказывающих влияние на значение результативного признака, тем более надежны основания для практических рекомендаций.

Если нет соответствующих возможностей для детализации факторов, то результаты изучения показателей заболеваемости населения при помощи дисперсионного анализа следует оценивать с известной осторожностью. Рассмотренные ограничения в применении метода дисперсионного анализа для изучения заболеваемости населения не лишают

его практической ценности. Наоборот, их знание позволяет более квалифицированно использовать дисперсионный анализ и относится к его результатам с должной критикой.

Возможность применения дисперсионного анализа целесообразно предусмотреть уже на стадии планирования медико-статистических исследований. В этом случае ограничения в использовании дисперсионного анализа можно в значительной мере устранить, поставив эксперимент таким образом, чтобы в итоге получить необходимые данные для соответствующего одно-, двух-, трех- и т. д. факторного дисперсионного комплекса.

Решение одно- и двухфакторного комплексов при выполнении расчетов на клавишных вычислительных машинах сводится к элементарной вычислительной работе и требует небольших затрат времени; несколько сложнее техника расчетов при использовании трехфакторного дисперсионного анализа, хотя и в этом случае применение даже счетно-клавишных машин гарантирует высокую точность и скорость вычислений. Дальнейшее возрастание числа факторов, однако, настолько усложняет расчеты и увеличивает объем вычислительной работы, что требуется использование электронных вычислительных машин. В связи с этим осуществление многофакторного дисперсионного анализа с применением средств малой и средней механизации на практике затруднительно. Возможность алгоритмизации расчетов по дисперсионному анализу и вытекающая отсюда реальность использования электронно-вычислительных машин открывает широкие перспективы для решения сложных дисперсионных комплексов, состоящих из 4, 5, 6 и более организованных факторов. Многофакторный дисперсионный комплекс позволяет гораздо более глубоко изучить влияние различных условий (и их сочетаний) на заболеваемость населения и свести к минимуму ограничения, связанные с перегруппировкой материала и недоучетом систематически действующих факторов, что существенно повышает степень определенности результатов дисперсионного анализа. Последнее утверждение согласуется с положениями А. Н. Колмогорова о необходимости учета всех факторов, оказывающих систематическое влияние на результативный признак.

В заключение приводим результаты собственных исследований по применению дисперсионного анализа для оценки влияния некоторых факторов (профессия, место постоянного жительства) на уровень заболеваемости организованных коллективов (табл. 85).

Полученные данные свидетельствуют о том, что в конкретно изучаемых условиях из взятых факторов определяющую роль играет специфика профессий, влияние которых на большое число нозологических форм и классов болезней статистически достоверно, а доля влияния колеблется в пределах 76,0 — 94,0%. В связи с этим возникает необходимость постоянного углубленного изучения особенностей заболеваемости у лиц каждой конкретной профессии с позиций социальной гигиены. Место жительства рабочих до начала их трудовой деятельности сказывается в небольшой степени (9,0 — 33,0%) на уровне заболеваемости отдельными болезнями (лямблиоз, острый конъюнктивит, артрит хронический). Перечисленные болезни чаще встречаются у рабочих,

Итоговые данные о влиянии профессии и места жительства  
на заболеваемость рабочих

Наименование классов болезней и нозологических форм	Влияние профессии	Доля влияния	Влияние местожительства	Доля влияния
Общая заболеваемость	существенно, $P < 0,001$	94,6%	—	—
Лямблиоз	—	—	существенно, $P < 0,05$	24,7%
Болезни глаз (всего)	—	—	существенно, $P < 0,05$	20,1%
Конъюнктивит острый	—	—	существенно, $P < 0,05$	32,0%
Конъюнктивит хронический	—	—	—	—
Болезни органов кровообращения:	существенно, $P < 0,05$	80,3%	—	—
гипертоническая болезнь	—	—	—	—
геморрой	существенно, $P < 0,05$	77,5%	—	—
Болезни органов дыхания:	существенно, $P < 0,05$	84,9%	—	—
острая инфекция верхних дыхательных путей	существенно, $P < 0,05$	82,1%	—	—
бронхит острый	существенно, $P < 0,01$	87,4%	—	—
Болезни органов пищеварения:	существенно, $P < 0,01$	83,3%	существенно, $P < 0,05$	9,5%
аппендицит острый	—	—	—	—
Болезни кожи и подкожной клетчатки:	существенно, $P < 0,01$	85,0%	—	—
фурункул и карбункул	существенно, $P < 0,05$	81,6%	—	—
панариций	—	—	—	—
Болезни костей и органов движения:	существенно, $P < 0,01$	88,9%	—	—
артрит хронический	существенно, $P < 0,01$	79,7%	существенно, $P < 0,05$	11,4%
миозит	существенно, $P < 0,05$	85,2%	—	—
Несчастные случаи, отравления и травмы	существенно, $P < 0,05$	86,5%	—	—
в т. ч. ушибы и растяжения	существенно, $P < 0,01$	87,8%	—	—
ранения мягких тканей	существенно, $P < 0,05$	76,6%	—	—
закрытые повреждения	существенно, $P < 0,01$	76,0%	—	—
инородные тела	существенно, $P < 0,01$	92,5%	—	—
действие тепла	существенно, $P < 0,05$	84,9%	—	—

Примечание. Тире означает отсутствие влияния фактора.

приехавших из среднеазиатских республик. Поэтому при профессиональном отборе направляемых на работу необходимо обращать внимание на выявление этих заболеваний. Полученные результаты были использованы для практических рекомендаций, направленных на оздоровление условий труда и быта и улучшение медицинского обслуживания работающих.

Применение дисперсионного анализа к изучению заболеваемости качественно однородных коллективов позволяет положительно оценить этот метод в целом. Разные исследователи, используя одни и те же материалы и группировки, придут при использовании этого метода к одинаковым выводам об особенностях влияния на заболеваемость населения тех или иных определяющих факторов.

Наряду с изучением общей заболеваемости и обращаемости дисперсионный анализ может в равной мере использоваться в статистике госпитализированных больных, инвалидности, смертности. Наилучшие результаты в использовании дисперсионного анализа могут быть получены при таком планировании эксперимента и сбора первичных данных, когда учитывается большинство факторов, систематически влияющих на здоровье изучаемых групп населения в конкретных условиях их труда и быта. Метод дисперсионного анализа может оказать существенную помощь при углубленном изучении здоровья рабочих деталей профессий, учащихся, спортсменов и других организованных и качественно однородных групп населения.

Результаты дисперсионного анализа позволяют более рационально планировать мероприятия по оздоровлению условий труда и повышению качества лечебно-профилактического обслуживания. Снижение уровня интенсивных показателей с одновременным снижением доли влияния систематически действующих факторов позволит более объективно оценивать эффективность проводимых медицинских мероприятий.

## Глава XIII

### ПРИМЕНЕНИЕ ГРАФИЧЕСКИХ ИЗОБРАЖЕНИЙ В САНИТАРНОЙ СТАТИСТИКЕ

**Значение графических изображений.** Результаты статистического исследования обычно представляются в виде одного или нескольких рядов чисел, сведенных в статистические таблицы.

Для большей наглядности и лучшего усвоения эти же результаты можно представить в виде различных графических изображений: диаграмм, картограмм, картодиаграмм. В некоторых случаях графические изображения не только помогают усвоению статистического материала, но и облегчают его научный анализ.

Графические изображения обычно изготавливаются специалистами — чертежниками или художниками. Однако проектировка и проверка их содержания должны производиться лицом, проводившим статистическое исследование. Только в этом случае будет обеспечена достаточ-

ная выразительность графических изображений и исключена возможность превращения их в шаблонные мертвые схемы, не отражающие особенностей изображаемых явлений. Поэтому с видами графических изображений и основными правилами их составления должно быть знакомо каждое лицо, ведущее статистическое исследование. Не в меньшей мере это необходимо и врачам, пользующимся статистическими данными. Приводим краткие сведения о сущности и методах построения графических изображений.

Основными типами графических изображений, которые можно использовать в санитарной статистике, являются диаграммы: линейные (координатные), столбиковые, секторные, на системе полярных координат и изобразительные (фигурные). В качестве вспомогательного средства для изображения территориальных различий и распространения изучаемого явления используются картограммы и картодиаграммы.

**Линейные диаграммы.** Линейные диаграммы, или графики<sup>1</sup>, строятся на прямоугольной системе координат. В таких диаграммах на оси абсцисс (горизонтальной линии) откладываются в виде равных отрезков слева направо числовые значения одного ряда величин (промежутки времени, возрастные периоды и т. п.), а на оси ординат (вертикальной линии) снизу вверх — значения другого ряда. Точка пересечения оси абсцисс и оси ординат соответствует нулевой точке обеих шкал. Из точек, отложенных на оси абсцисс, проводятся параллельные оси ординат линии, высота которых соответствует величине изображаемого явления. Конечные точки всех проведенных ординат соединяются ломаной линией, которая дает представление о динамике изучаемого явления. Примером такой диаграммы является температурный лист, по оси абсцисс которого обозначены сроки измерения температуры, а на оси ординат — температура в градусах. Температурная кривая отражает динамику температуры у больного. При помощи линейных диаграмм можно также изображать взаимозависимость двух явлений.

В санитарной статистике при помощи линейных диаграмм целесообразно изображать динамику показателей движения населения, заболеваемости, изменение сети медико-санитарных учреждений и т. п. Для сравнительного исследования динамики нескольких однородных явлений на одной и той же диаграмме можно изобразить несколько линий, отличающихся друг от друга цветом, различной толщиной или различной формой пунктира. Так, например, на прилагаемых в виде образца линейных диаграммах изображена сравнительная динамика коэффициентов смертности в некоторых европейских странах (рис. 10) и превосходящие ее по темпам снижения коэффициенты смертности в СССР (рис. 11). Общие правила построения таких диаграмм заключаются в следующем.

1. Данные должны размещаться слева направо и снизу вверх.

2. Нулевые точки шкал при наличии минимальной возможности должны быть изображены на диаграмме.

<sup>1</sup> Иногда их называют динамические (хронологические) кривые.

3. Если абсцисса на диаграмме не изображена, это необходимо отметить особым волнистым или зубчатым обрывом диаграммы.

4. Оси абсцисс и ординат на диаграмме следует проводить более жирными для лучшего отличия от остальных.

5. В диаграммах, показывающих проценты, должна быть отгнана как нулевая линия, так и 100-процентная линия.

6. Количество дополнительных линий не должно быть больше, чем это необходимо для облегчения ориентации.

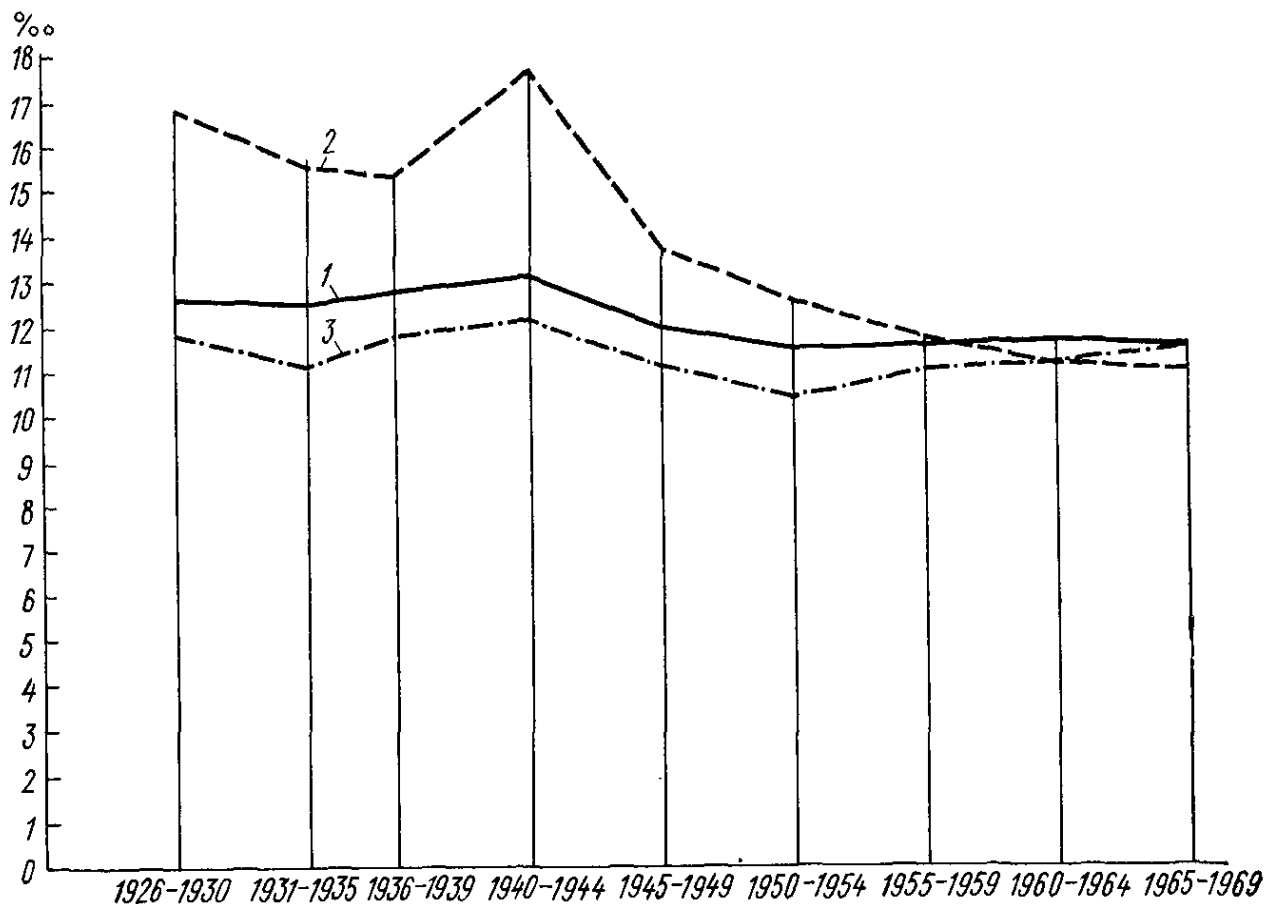


Рис. 10. Линейная диаграмма. Динамика коэффициентов смертности на 1000 населения в Англии (1), Франции (2), Германии (с 1949 г. — ФРГ) (3) с 1926 по 1969 г.

По линии абсцисс — годы, по линии ординат — смертность.

7. Линии, представляющие динамику изображаемого явления, следует делать иного вида, нежели вспомогательные линии и линовка бумаги.

8. На кривой, отражающей динамику явления, необходимо отмечать все точки, соответствующие отдельным наблюдениям.

9. Цифры, показывающие деления шкал, помещаются слева или внизу соответствующей шкалы.

10. Заголовок диаграммы должен быть составлен возможно яснее и полнее, в случае необходимости допускаются подзаголовки и пояснения.

**Столбиковые диаграммы.** Диаграммы, построенные по такому же принципу, как и линейные, но в которых вертикально или горизонтально проводимым линиям соответствуют прямоугольники, являются простейшим примером столбиковых диаграмм. Эти диаграммы осо-

бенно удобны при изображении не динамики явлений, а сравнительной величины их в какой-либо определенный промежуток времени.

Для примера приводим столбиковые диаграммы сравнительной численности населения СССР и некоторых других крупнейших стран мира (рис. 12), а также средней продолжительности предстоящей жизни населения СССР и в дореволюционной России (рис. 13).

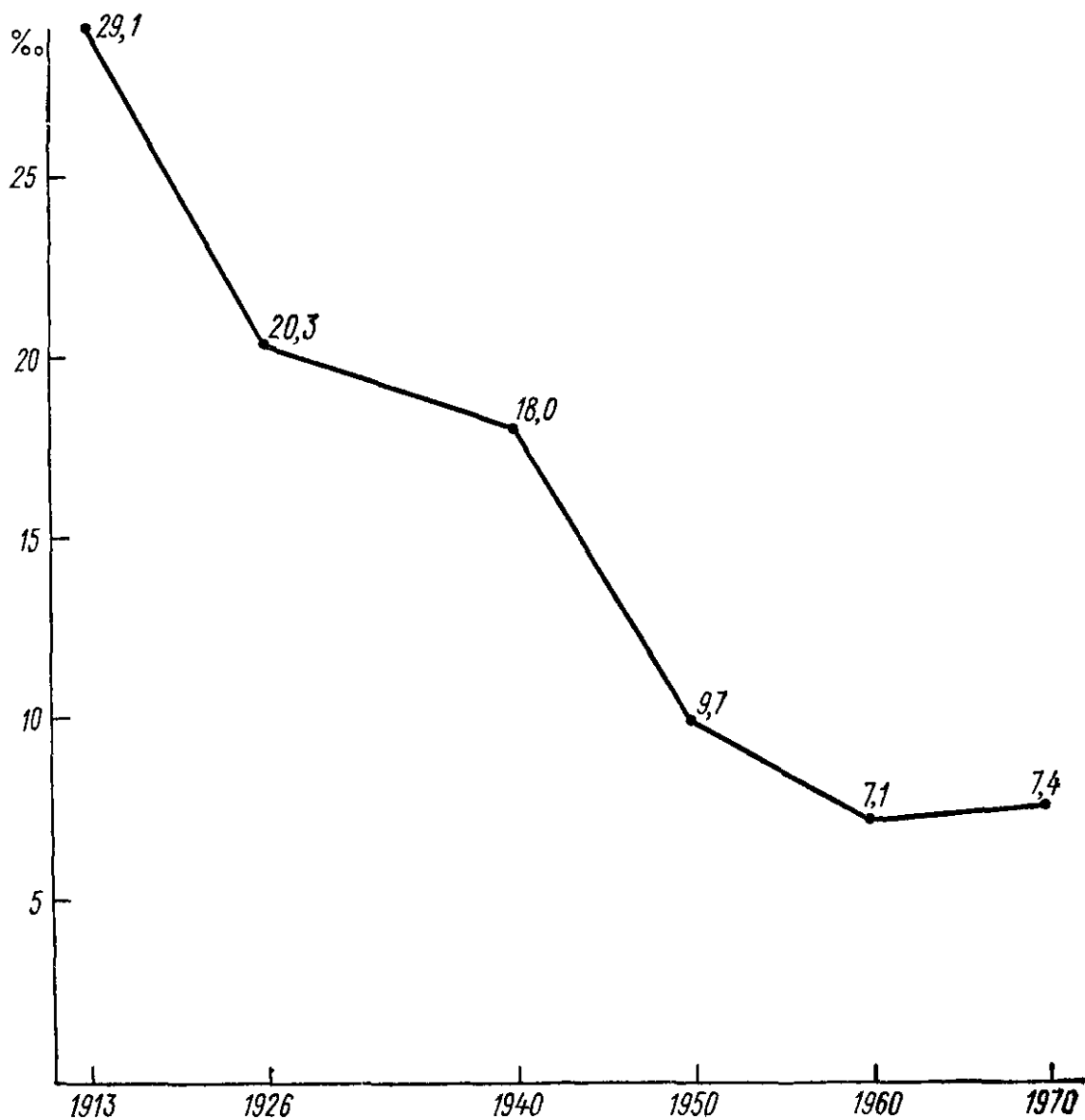


Рис. 11. Линейная диаграмма. Снижение смертности населения СССР с 1913 по 1970 г.

По линии абсцисс — годы; по линии ординат — смертность.

**Секторные диаграммы.** Секторные диаграммы могут быть круговыми или полосовыми.

Секторные диаграммы круговые представляют собой круг, отдельные секторы которого соответствуют частям изображаемого явления. Такие круги удобно применять для изображения распределения явления на составные части, т. е. для графического отражения совокупности экстенсивных коэффициентов. На приводимой в виде примера секторной диаграмме (рис. 14) изображено распределение контингентов онкологических больных в СССР в 1965 и 1967 гг.

В круговых секторных диаграммах секторы, изображающие отдельные части изучаемого явления, располагаются в порядке их возрастания или уменьшения по движению часовой стрелки и покрываются красками различного цвета или различно заштриховываются. При пользовании одновременно 2—3 секторными диаграммами, на которых изоб-

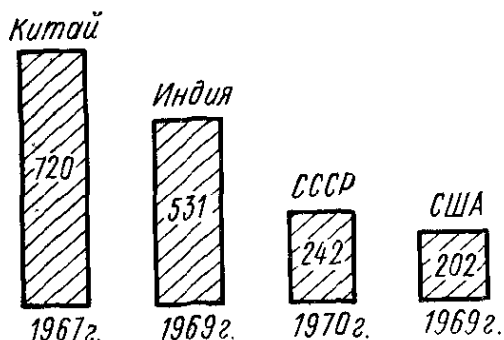


Рис. 12. Столбиковая диаграмма вертикальная. Численность населения некоторых стран (миллионов человек).

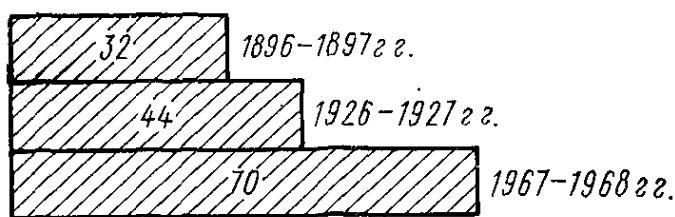


Рис. 13. Столбиковая диаграмма горизонтальная. Средняя продолжительность предстоящей жизни населения СССР и дореволюционной России в годах.

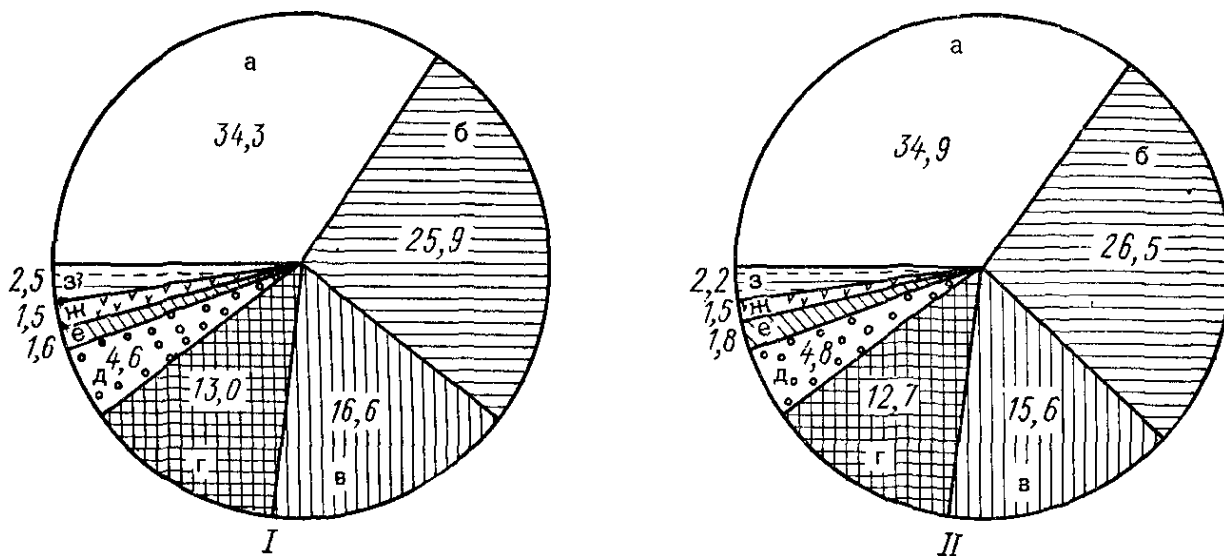


Рис. 14. Секторная диаграмма круговая. Контингенты больных злокачественными новообразованиями по данным онкологических учреждений СССР в 1965 и 1967 гг. (в % к итогу).

Злокачественные новообразования молочной железы и половых органов (а), кожи (б), органов пищеварения и брюшины (в), полости рта и глотки (г), органов дыхания (д), костей и соединительной ткани (е), кровеносных органов и лимфатической ткани (ж), прочих органов (локализаций) (з)

I — 1965 и II — 1967 гг.

ражено одно и то же явление, но за различное время или у различных групп населения, порядок чередования секторов может быть неодинаков, но необходимо, чтобы секторы различных кругов, отображающие относительные размеры одной и той же части явления за различные промежутки времени, имели одинаковый цвет или штриховку.

Секторная диаграмма полосовая (горизонтальная или вертикальная)<sup>1</sup>. Для таких диаграмм можно пользоваться

<sup>1</sup> Они также называются сложно-столбиковыми.



прямоугольниками, деля их на части, соответствующие по значению частям явления.

Пример такой диаграммы представлен на рис. 15, где показан состав онкологических больных в СССР в 1967 г. по клиническим группам.

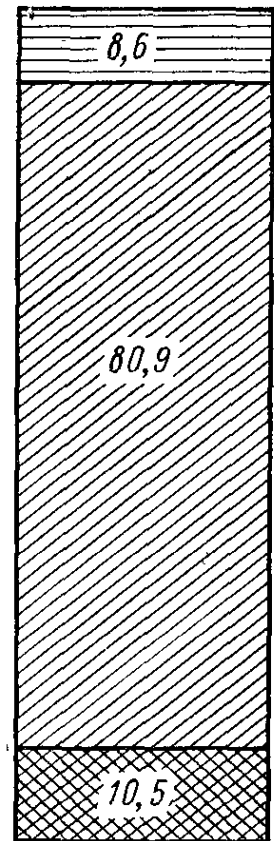
Кругами и прямоугольниками различной величины можно также изображать сравнительную величину двух или нескольких явлений. Следует только помнить, что площади прямоугольников при равных основаниях пропорциональны их высотам и прямоугольник, имеющий вдвое большую высоту, ограничивает и вдвое большую площадь; площади кругов пропорциональны не радиусам, а квадратам радиусов, и, следовательно, круг, имеющий вдвое больший радиус, будет иметь площадь, большую не в два, а в четыре раза.

**Диаграммы на системе полярных координат (радиальные).** Диаграммы, построенные на системе полярных координат, пригодны для изображения сезонных (помесячного, подекадного, понедельного и т. п.) колебаний уровня заболеваемости какой-либо болезнью, размеров смертности, рождаемости и т. п.

Для построения таких диаграмм круг делят на столько секторов, на сколько частей разделен год

Рис. 15. Секторная диаграмма полосовая. Состав больных злокачественными новообразованиями в онкологических учреждениях СССР в 1967 г. по клиническим группам (в % к общему числу больных).

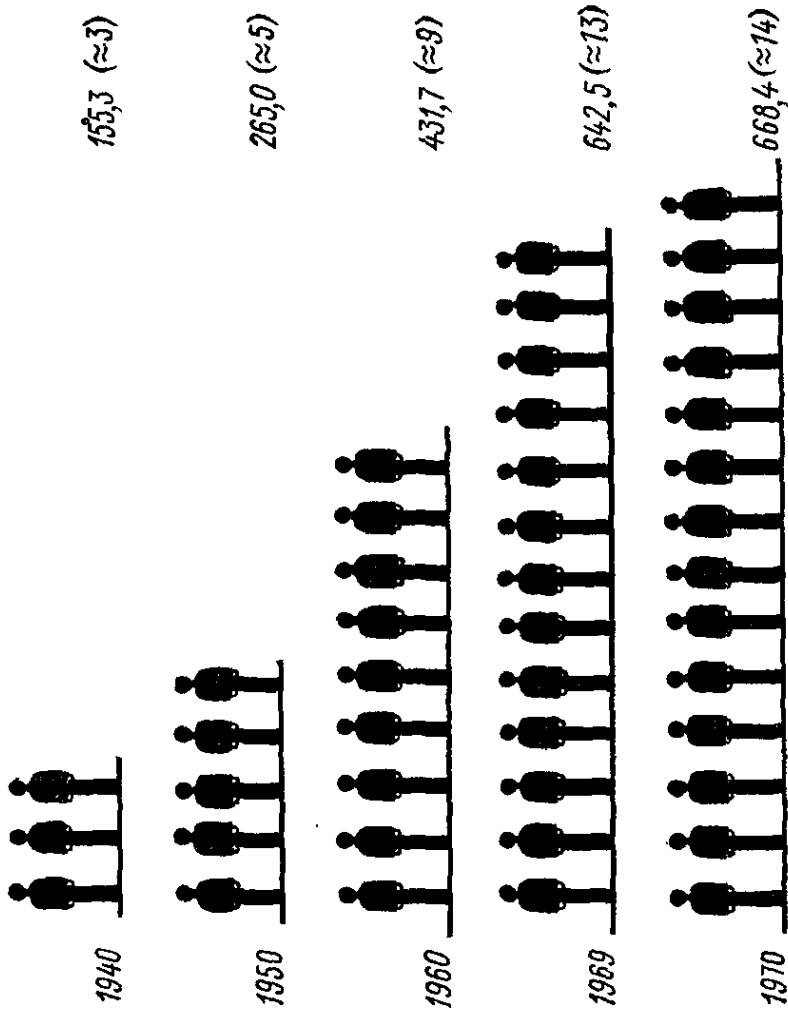
Горизонтальная штриховка — подлежащие специальному лечению (II клиническая группа); косая штриховка — практически здоровые после лечения (III клиническая группа); сложная штриховка — прочие.



для изучения сезонных колебаний (при месячном делении, например, круг делится на 12 секторов). Длина радиуса круга соответствует среднегодовому уровню. На каждом радиусе откладывают и отмечают точкой величину, соответствующую уровню заболеваемости или смертности в данном месяце. Если в этом месяце заболеваемость или смертность была выше среднегодовой, ее отмечают за пределами круга на продолжении радиуса. Расположение месяцев года на радиусах круга соответствует движению часовой стрелки (сверху направо вниз и дальше налево вверх). Отмеченные точки соединяются ломаными линиями.

Получаются характерные фигуры, наглядно изображающие сезонность. На диаграмме (рис. 16) показаны месячные колебания детской смертности в СССР в 1966 г.

**Фигурные диаграммы.** Применять для изображения на диаграммах фигуры людей, животных, каких-либо предметов, различных по своей величине, не рекомендуется, так как соотношение разномасштабных фигур трудно воспринимается. Кроме того, при этом не выдерживается




 — соотв. 50 тысяч врачей

Рис. 17. Фигурная диаграмма. Численность врачей в СССР.

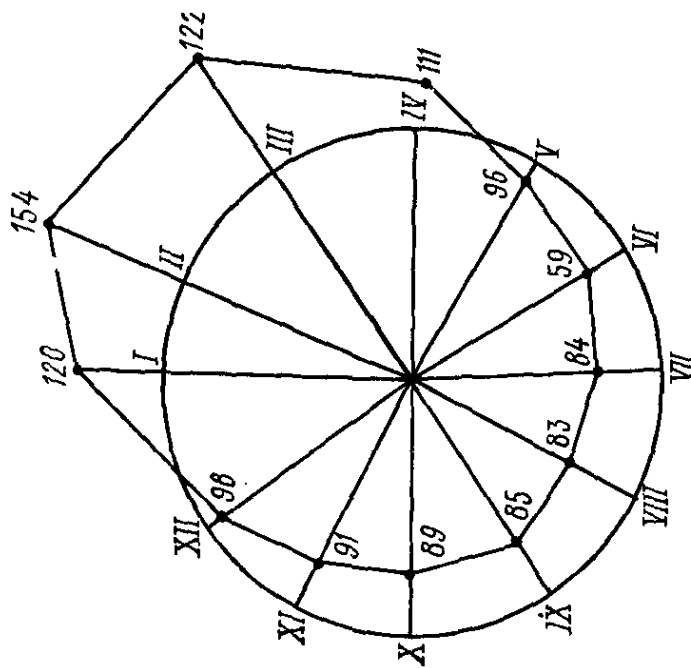


Рис. 16. Радиальная диаграмма. Помесячные колебания детской смертности в СССР в 1966 г. (в % к среднегодовому показателю, принятому за 100). Римскими цифрами обозначены месяцы: I — январь, II — февраль и т. д.

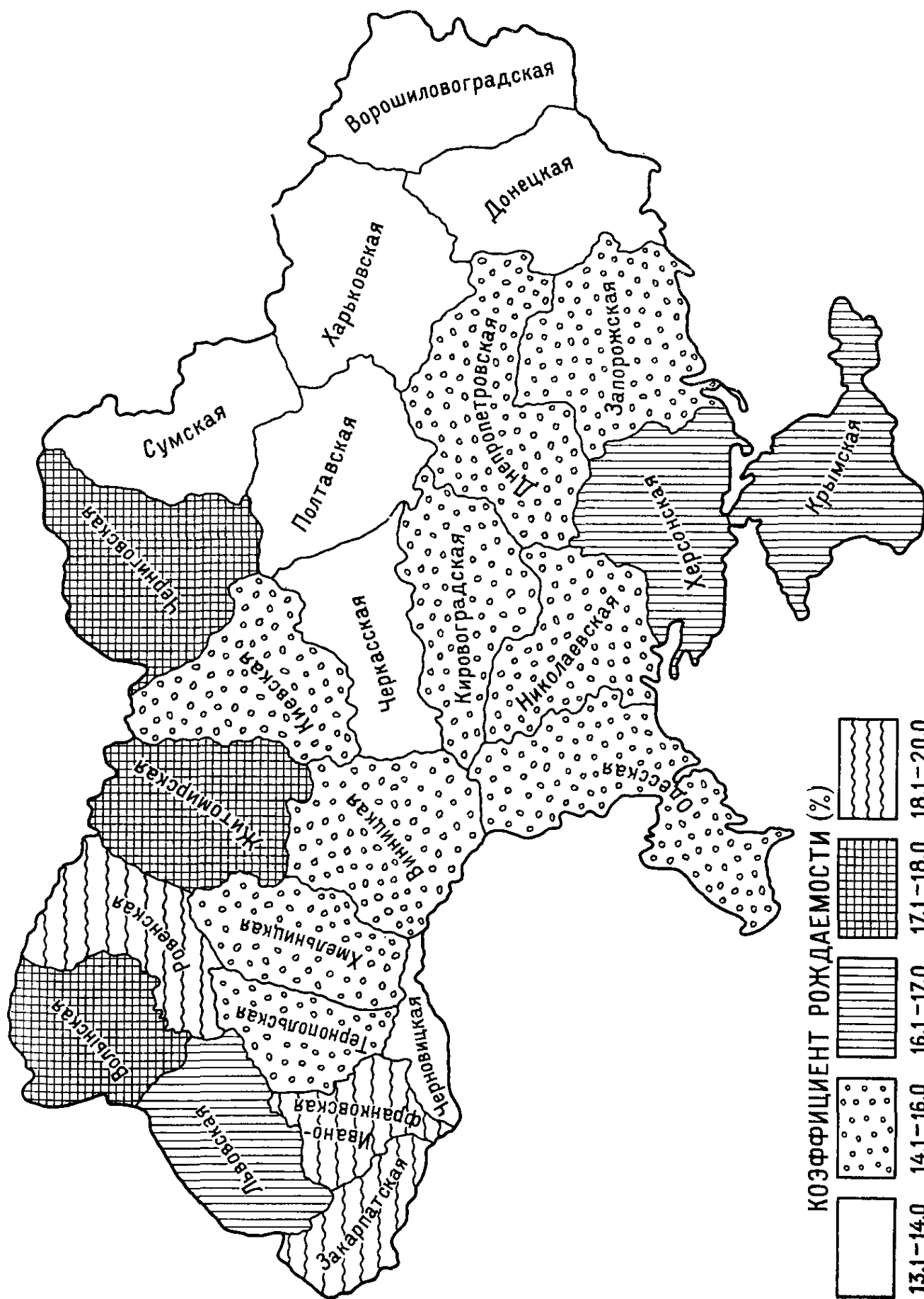
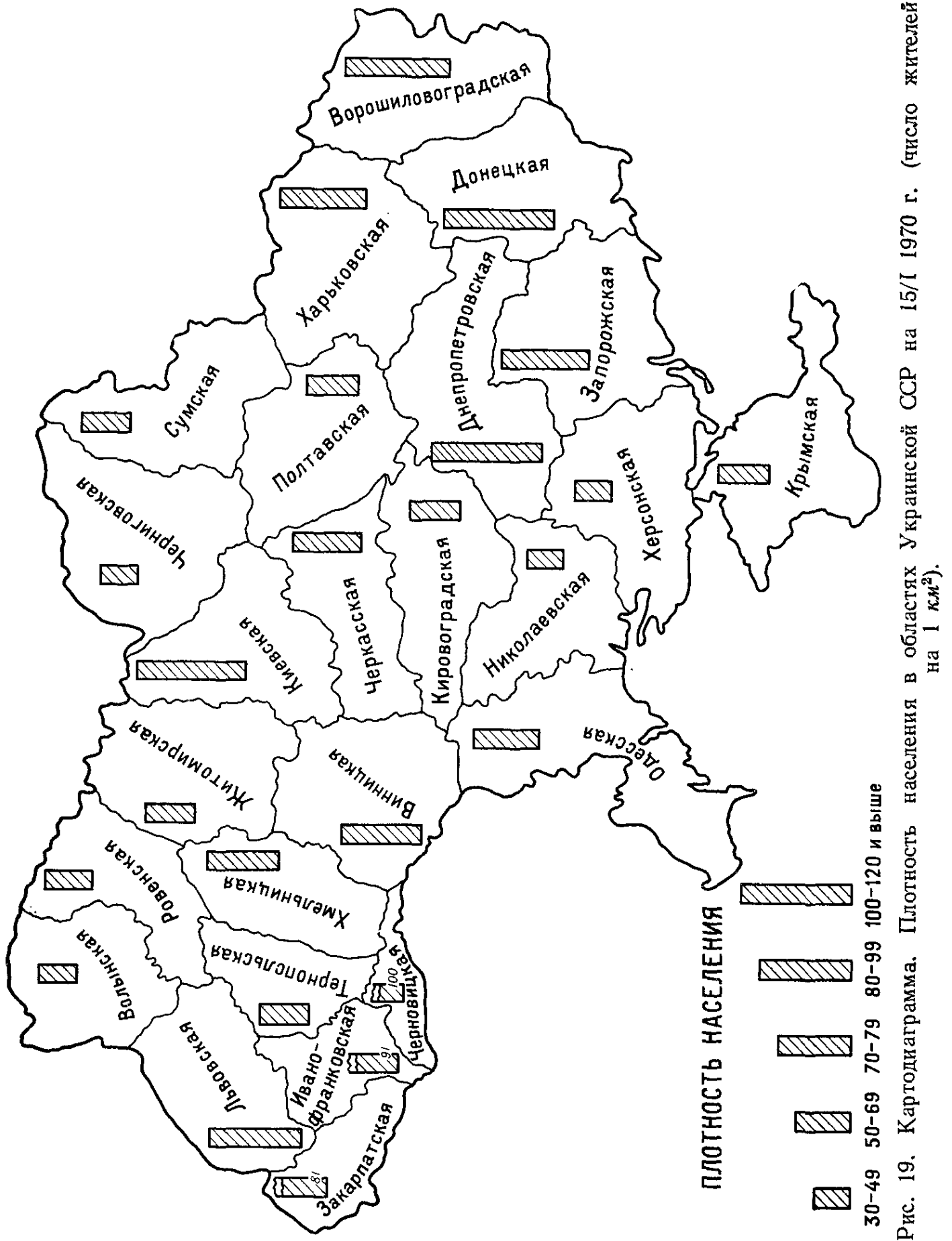


Рис. 18. Картограмма. Рождаемость на 1000 населения в Украинской ССР в 1967 г.



правило, гласящее, что отношение объемов тел пропорционально отношению кубов и радиусов. Поэтому при использовании фигурных диаграмм употребляется следующий, более простой, прием: линии, столбики, круги и т. п. заменяются одинаковыми схематичными рисунками людей, предметов и т. п. Каждая из этих фигур соответствует обозначенному условному числу людей или предметов, представленных на рисунке. Сравнение достигается тем, что для различных местностей или различных периодов времени даются различные количества фигур. Пример такой диаграммы имеется на рис. 17, где представлено изменение численности врачей в СССР с 1940 по 1970 г.

**Картограммы.** Картограммами называются диаграммы, в которых изображено распределение какого-либо явления по территории. Например, если нужно распределить области Украинской ССР по величине коэффициентов рождаемости в 1967 г., то, определив коэффициенты рождаемости для каждой области, покрывают на карте УССР эти области соответствующей раскраской или штриховкой, обозначающей различные размеры коэффициентов (рис. 18).

**Картодиаграммы.** Картодиаграммы также рисуются на карте (или схеме карты). В каждой части территории помещается диаграмма (столбиковая или секторная диаграмма), показывающая динамику или состав изображенного на картодиаграмме явления в различных частях данной территории (рис. 19).

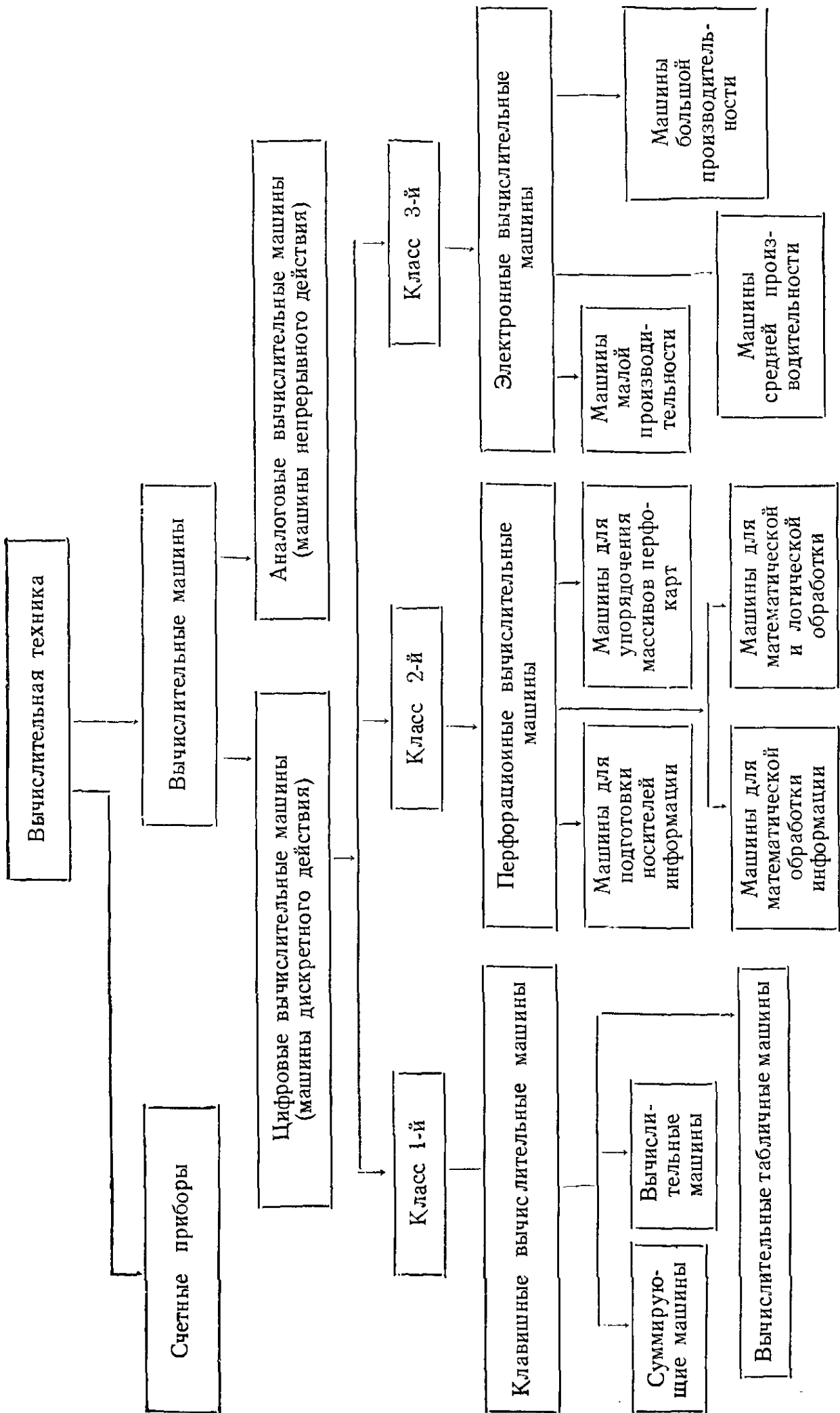
Каждая диаграмма, к какому бы типу графических изображений она ни относилась, должна иметь четкую и ясную, по возможности краткую надпись, поясняющую изображение. Шкалы на диаграмме должны быть снабжены указателями размеров. Числа рекомендуются надписывать на самой диаграмме или в прилагаемой к ней таблице. Все условные обозначения должны быть объяснены.

## Глава XIV

### ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА В САНИТАРНО-СТАТИСТИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

**Основные виды вычислительных машин.** Современная вычислительная техника является мощным и высокоэффективным средством, совершенно необходимым при проведении практически любого санитарно-статистического исследования.

В соответствии со своими техническими и эксплуатационными характеристиками средства вычислительной техники могут быть использованы на различных этапах статистического исследования. Особенно эффективным, однако, до настоящего времени остается применение вычислительной техники в процессе статистической сводки и группировки материалов исследования, а также при математико-статистической их обработке (т. е. на третьем и четвертом этапах статистического исследования).



Современные средства вычислительной техники

Все многообразие средств современной вычислительной техники, которая с большим успехом может быть использована в санитарно-статистических исследованиях, можно подразделить на четыре основные группы: а) счетные приборы; б) клавишные вычислительные машины (КВМ); в) перфорационные вычислительные машины (ПВМ), г) электронные вычислительные машины (ЭВМ).

На стр. 170 приводится классификация вычислительной техники, которая находит применение в медицине и здравоохранении.

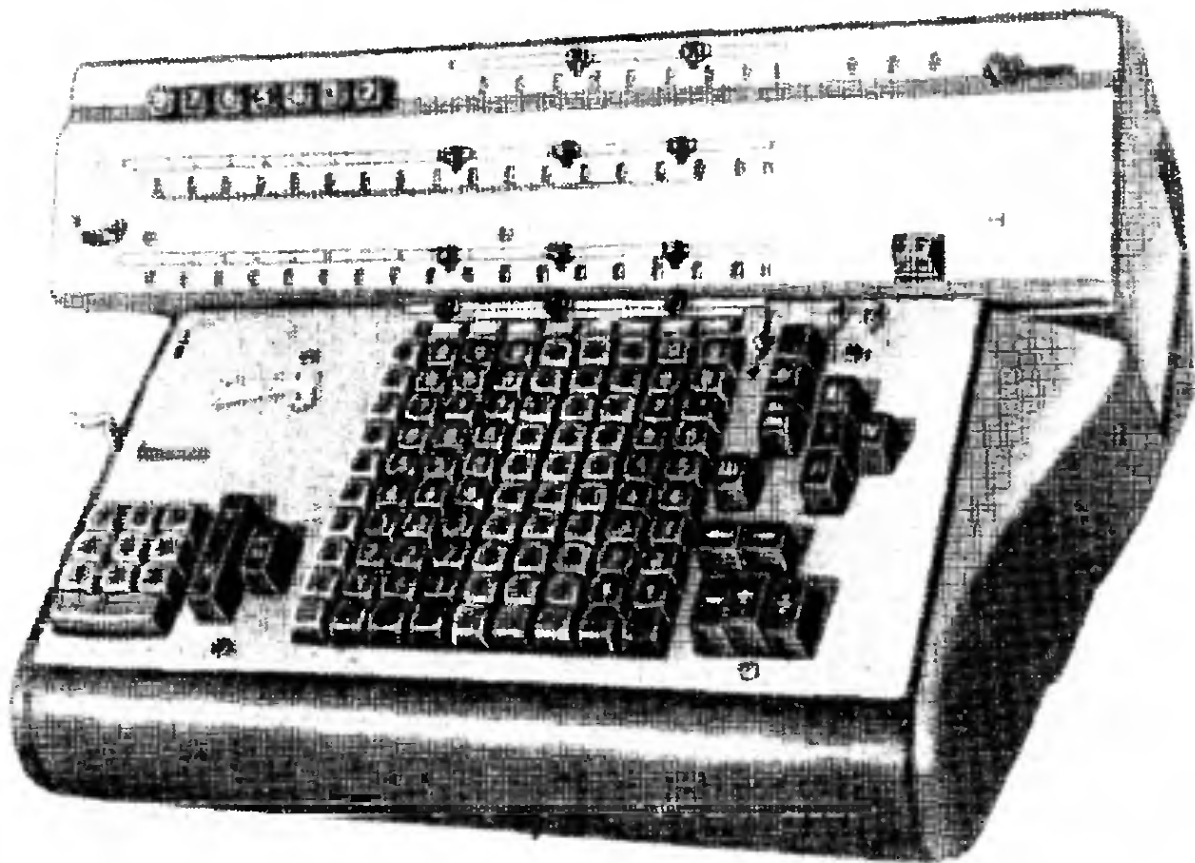


Рис. 20. Клавишная вычислительная машина (электромеханическая).

Вычислительная машина — это комплекс технических средств, имеющих общее управление и предназначенных для решения определенного круга задач. Особенно широкие перспективы использования в интересах здравоохранения имеют цифровые вычислительные машины, основным преимуществом которых является их универсальность, т. е. возможность решения широкого круга задач при высокой скорости обработки данных и большой точности. Однако цифровые вычислительные машины по своей конструкции относительно сложны и при решении тех или иных задач требуют, как правило, подготовки программы решаемых задач.

Цифровые вычислительные машины условно подразделяются по способам ввода информации и автоматизации управления ими на следующие три класса машин:

1. Клавишные вычислительные машины (КВМ), называемые также счетно-клавишными машинами (СКМ).

2. Перфорационные вычислительные машины (ПВМ), называемые также счетно-перфорационными (СПМ) или счетно-аналитическими машинами.

3. Электронные цифровые вычислительные машины (ЭЦВМ).

В каждом случае планирования механизированной обработки статистических данных следует решать вопрос о целесообразности применения того или иного типа вычислительных машин.



Рис. 21. Клавишная вычислительная машина (электронная).

Клавишные вычислительные машины используются как для механизации вычислительных работ, производимых отдельными операторами (врачами, научными работниками) децентрализованно, так и при выполнении вычислительных работ в машиносчетных бюро (МСБ), на машиносчетных станциях (МСС), в вычислительных центрах (ВЦ) централизованно. В последнем случае значительно снижается стоимость содержания и обслуживания этой техники и повышается ее загрузка.

Клавишные вычислительные машины (рис. 20, 21) имеют ручной ввод исходной информации и предназначаются для производства относительно несложных математических вычислений, для статистических и бухгалтерских подсчетов с ограниченным объемом данных.



Перфорационные вычислительные машины (ПВМ) получили особенно широкое распространение для обработки учетной, плановой, статистической и другой информации (рис. 22, 23, 24). Машины этого класса наиболее эффективны при решении задач по относительно несложным арифметическим и логическим алгоритмам (сортировка, раскладка, подборка, объединение массивов, подсчет итогов по группам и др.).

Алфавитно-цифровая информация вводится и обрабатывается на перфорационных вычислительных машинах с помощью универсальных

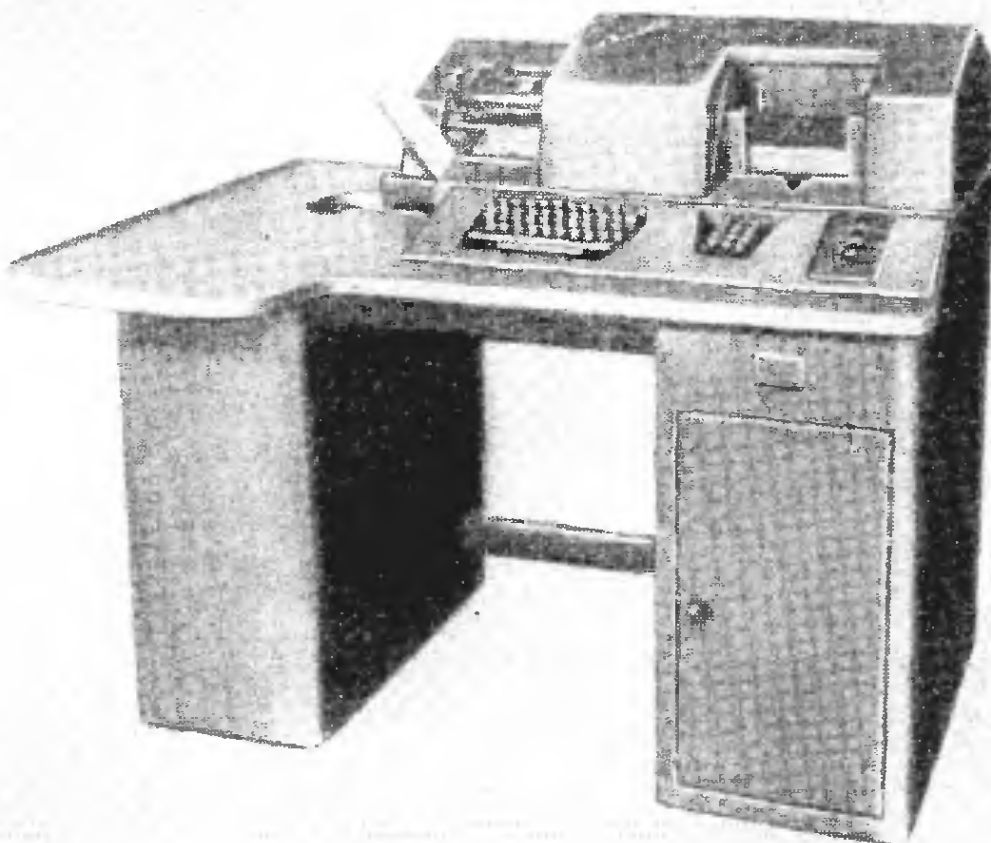


Рис. 22. Перфоратор.

носителей информации, называемых перфорационными картами — перфокартами. Перфокарта — это стандартная карточка из высококачественного картона равномерной толщины, на которую нанесена цифровая сетка, разделяющая ее на вертикальные колонки и горизонтальные позиции (рис. 25). Применяются перфокарты на 45 и значительно чаще в настоящее время — на 80 колонок. Данные заносятся на перфокарты в определенном порядке, в соответствии с так называемым макетом перфорации, путем пробивки отверстий в картах. Введенные в ПВМ перфокарты автоматически группируются по соответствующим признакам в установленном программой порядке, а затем обрабатываются по числу и расположению отверстий на перфокартах.

Перфорационные вычислительные машины позволяют значительно повысить производительность труда вычислителей, работников учета и статистики, повысить надежность вычислений. Вместе с тем, ПВМ

сохраняют в большой степени операции, требующие участия человека: анализ промежуточных результатов, проведение настройки и перекоммутации управляющих устройств, перенос перфокарт и др. Память ПВМ громоздка — для перфокарт требуются большие хранилища; скорость обработки информации, например, у табуляторов не превышает 1 000—1 100 сложений в минуту.

Целесообразность и эффективность применения ПВМ для обработки статистических материалов обусловлена рядом факторов, важнейшими из которых являются следующие:

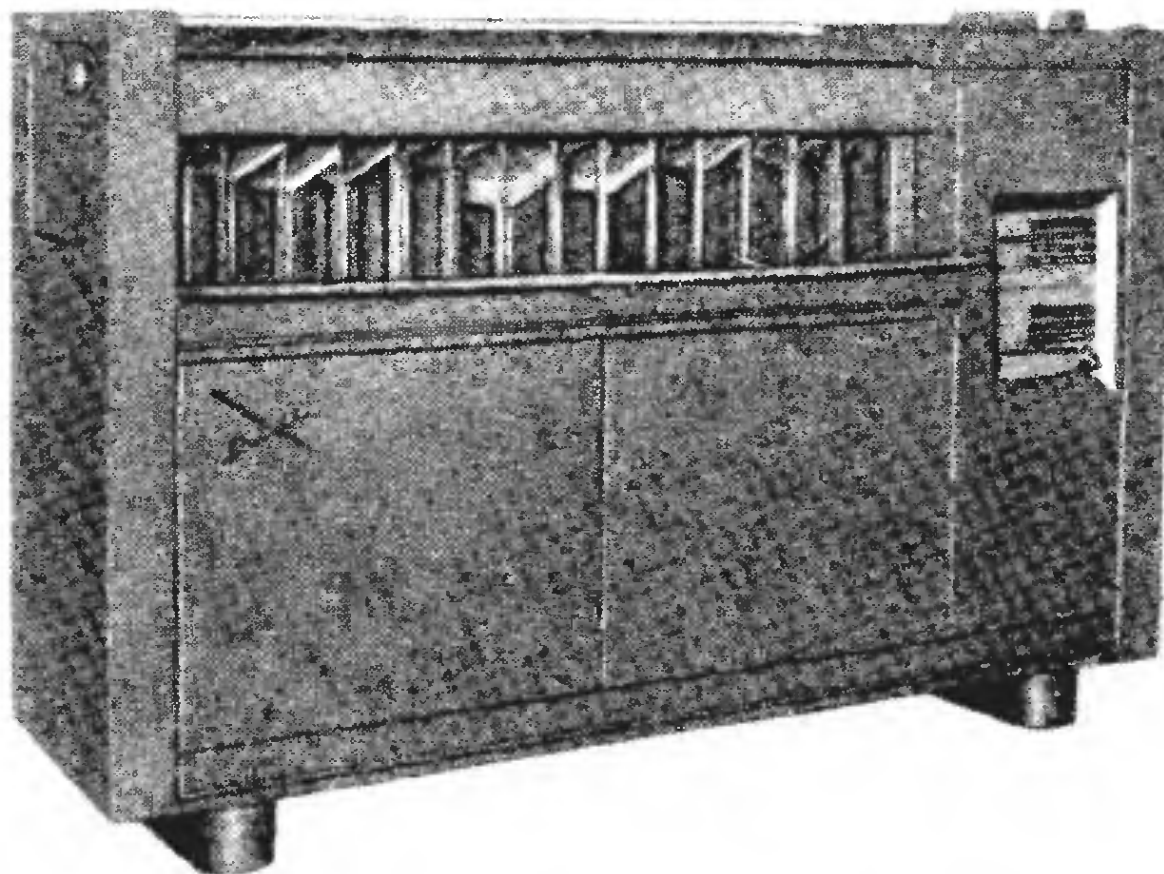


Рис. 23. Сортировальная машина.

1. Нередко медико-статистическая информация по своему характеру требует сравнительно несложной обработки и ограничивается, например, сортировкой, подсчетом итогов, вычислением производных величин. ПВМ по своим конструктивным особенностям приспособлены именно для высокоэффективного выполнения такого вида работ.

2. Запись информации при работе на ПВМ производится на перфокарте в десятичной системе исчисления, что позволяет иметь промежуточные итоговые данные, накапливать информацию и длительно хранить ее, обеспечивает визуальное считывание содержания каждой карточки в отдельности.

3. Перфорационные вычислительные машины относительно недороги, имеются почти во всех крупных населенных пунктах и могут быть без ущерба для основной работы использованы на хоздоговорных началах органами и учреждениями здравоохранения для выполнения санитарно-статистических исследований или отчетных работ.

Использование ПВМ наиболее целесообразно в составе специально организуемых МСБ, МСС и ВЦ.

Электронные цифровые вычислительные машины (ЭЦВМ) — это вычислительные машины общего назначения, т. е. универсальные вычислительные машины, имеющие высокую степень автоматизации выполнения всех основных вычислительных операций и управления работой машины. ЭЦВМ (рис. 26, 27) обычно состоят из высокоавтоматизированных устройств ввода и вывода информации с использованием различных носителей (перфокарт, перфолент, магнитных лент), запоминающего устройства большой емкости, арифметического устройства и пульта управления машиной. ЭЦВМ исполь-

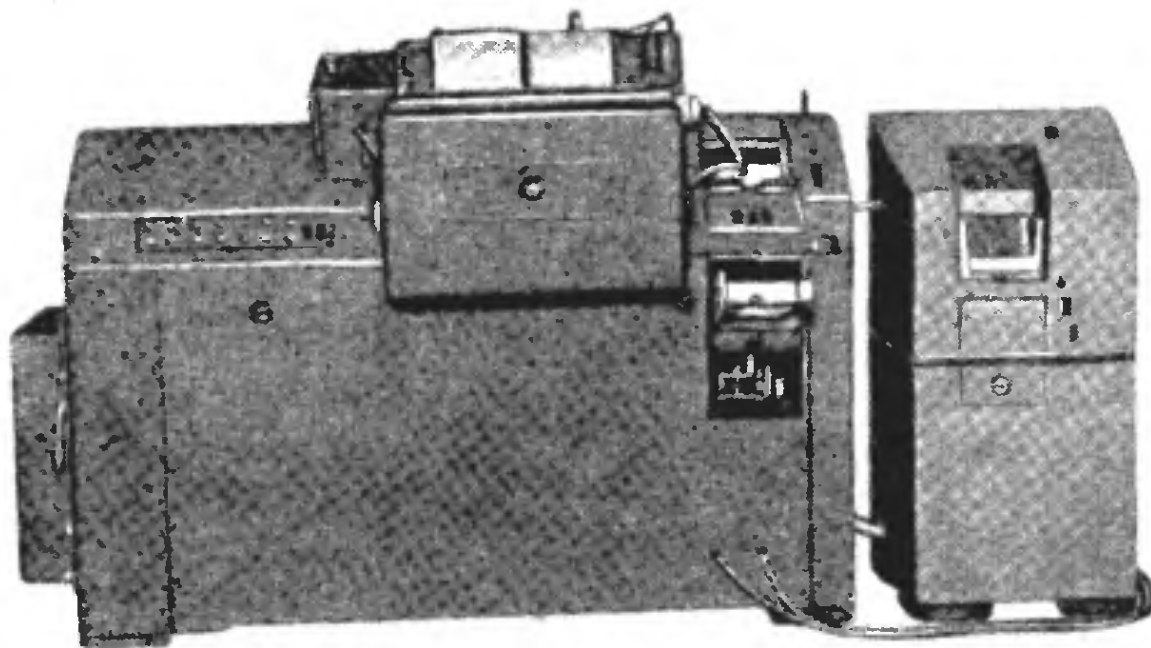


Рис. 24. Табулятор.

зуются, как правило, централизованно в составе ВЦ для выполнения научных, технических и экономических расчетов со сложными математическими и логическими алгоритмами.

В электронных цифровых вычислительных машинах решение задач сводится к действиям над цифрами, закодированными в виде различных сочетаний электрических импульсов. Отсюда — большая универсальность этих машин в решении совершенно разных по характеру и типу задач, описываемых соответствующими алгоритмами и программами. Быстродействие ЭВМ существенно выше, чем в машинах любого другого класса (до  $10^4$ — $10^6$  операций в секунду).

Обработка информации в ЭВМ осуществляется в соответствии с программой и по командам с устройства управления (или автоматически по программирующей программе). Выдача результатов через устройство вывода информации обычно осуществляется с помощью цифрового кода в десятичной системе счисления. Такие данные могут сразу же использоваться для дальнейшего анализа и необходимой дополнительной обработки.





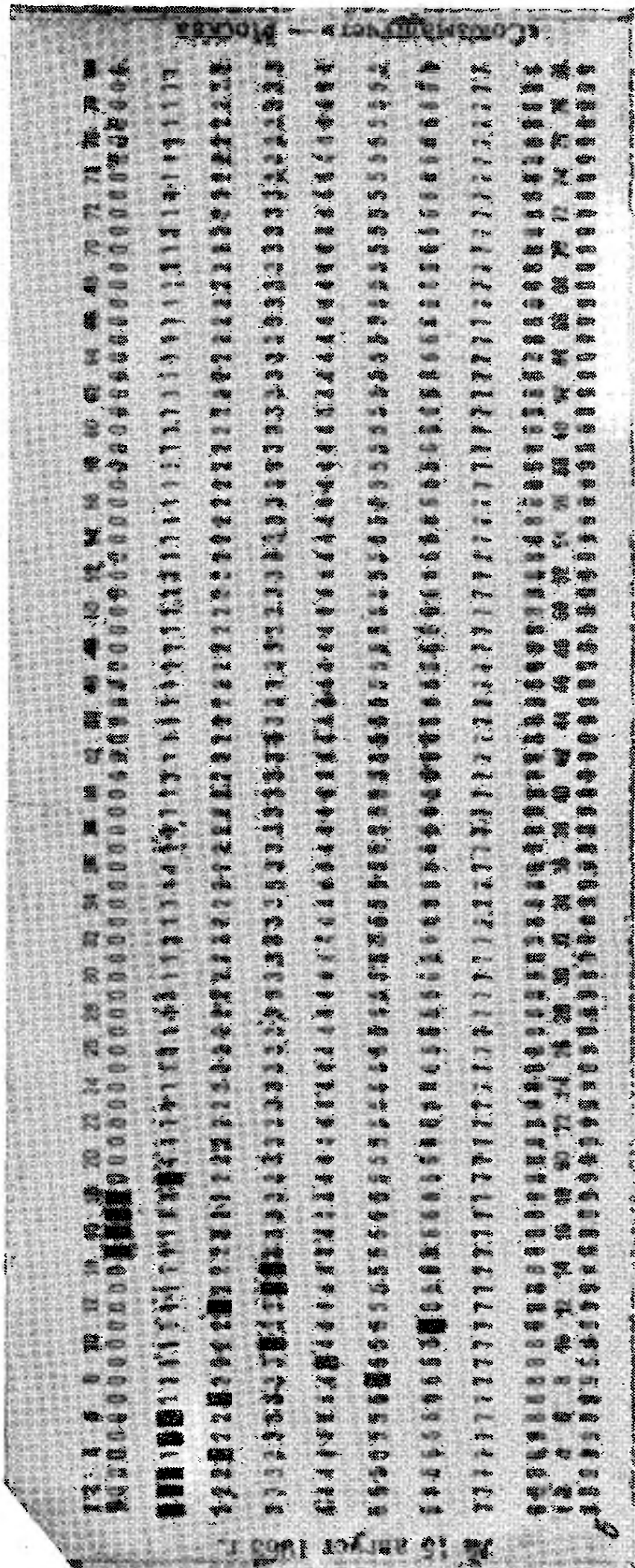


Рис. 25. Перфорационные карты.

а — 45-колонковая перфокарта; б — 80-колонковая перфокарта.

Важнейшие особенности ЭВМ, которые следует учитывать при обработке санитарно-статистической информации, заключаются в следующем:

1. Вводимую информацию целесообразно кодировать не в десятичной, а в восьмиричной системе исчисления (цифры 1—7 и 0), что позволяет записывать исходные данные в более сжатом виде.



Рис. 26. Электронная вычислительная машина.



Рис. 27. Электронная вычислительная машина «Наири».

2. Затраты времени на подготовку информации (ее кодирование, перфорирувание) намного превышают при статистических разработках затраты времени на решение самих задач, что бывает нерентабельно. Тем не менее при достаточно большом числе таблиц выходной информации использование ЭВМ бывает, как правило, оправдано при условии размещения заказа в специализированном вычислительном центре.

3. Исключительно высока эффективность ЭВМ во всех тех случаях, когда необходимо осуществить сложные математико-статистические

расчеты (корреляционный, дисперсионный, факторный анализ, решение системы уравнений, выравнивание рядов и др.).

Аналоговые электронные вычислительные машины моделируют реальные динамические системы и используются для решения специальных задач (расчеты при планировании, автоматизированное построение графиков, контроль за состоянием и динамикой отдельных функций организма и мн. др.). При статистических работах они не используются.

**Выявление санитарно-статистических задач и их подготовка для обработки на вычислительных машинах.**

По мнению F. Yates<sup>1</sup>, уже сейчас могут быть выделены три основные направления для реализации различных типов статистических исследований в медицине и здравоохранении:

а) проблемы, которые не могут быть решены с помощью неэлектронной счетной техники (без применения методов случайных чисел — Монте-Карло, линейного и нелинейного программирования) — проблемы роста населения, распространение эпидемических заболеваний, медицинское прогнозирование, проблемы медицинской генетики и др.;

б) проблемы, которые невозможно эффективно выполнить без применения ЭВМ из-за трудоемкости (работы с использованием дискриминантного и факторного анализа, методов корреляции и регрессии и др.);

в) исследования, которые в принципе выполнимы обычной вычислительной техникой, но сопряжены с большими затратами времени.

Следует согласиться с этой классификацией, хотя она и не вскрывает особенностей применения ЭВМ в управлении здравоохранением, в частности в статистике здравоохранения.

Наиболее реальными и перспективными областями применения средств вычислительной техники в советском здравоохранении являются: а) научно-исследовательская работа в основных разделах социальной гигиены, организации здравоохранения и санитарной статистики (теория и практика использования сил и средств здравоохранения; управление органами и учреждениями здравоохранения; исследования состояния и сдвигов в здоровье населения); б) практическая деятельность учреждений и органов здравоохранения по медицинскому учету, статистике, планированию и управлению (работа кабинетов учета и статистики; работа органов здравоохранения в центре и на местах; работа организационно-методических отделов научно-исследовательских институтов).

Объем, характер и методология применения вычислительной техники в каждом отдельном случае при подготовке и проведении тех или иных работ (исследований) санитарно-статистического порядка могут быть далеко неодинаковыми и подлежат специальной оценке, уточнению и конкретизации.

---

<sup>1</sup> Yates F. Computers in research-promise and performance. — Comp. J., 1962, v. 4, N 4, p. 273—279.

Использование вычислительной техники в интересах здравоохранения в целом и в практических работах статистического характера целесообразнее всего планировать на базе специальных вычислительных центров (ВЦ), позволяющих агрегатировать различные виды и типы машин для наиболее эффективного решения тех или иных конкретных задач.

Экономическая эффективность обработки материалов медико-статистических исследований с использованием средств вычислительной техники зависит от объема первичных документов, степени сложности и характера программы их разработки. Так, по данным В. Н. Раровой<sup>1</sup>, проводившей медико-статистическую обработку «Карт выбывшего из стационара» на ЭВМ «Сетунь» по весьма сложной программе (расчеты относительных величин, оценка значимости различия между ними, вычисления коэффициентов корреляции и корреляционного отношения, коэффициентов регрессии и др.), на обработку одной тысячи учетных медицинских документов в среднем требуется (табл. 86):

ТАБЛИЦА 86

*Затраты времени при различных способах обработки данных*

Способ обработки данных	Время в рабочих днях	
	без подготовки материала к обработке (без шифровки и без перфорации)	с подготовкой материалов к обработке
Вручную	17	25 (с шифровкой)
На ПЭВМ	7	16 (с шифровкой и перфорацией)
На ЭВМ	1	7 (с перфорацией)

Наш опыт обработки больших массивов учетно-статистических документов, собранных при проведении специально организованных выборочных санитарно-статистических исследований заболеваемости и физического развития отдельных групп населения, показал, что один комплект ПЭВМ позволяет заменить ручной труд до трех десятков вычислителей и повысить производительность труда по обработке документов минимум в 4—5 раз.

Объем и характер использования средств вычислительной техники в санитарно-статистических исследованиях целиком и полностью зависят как от существа самого исследования (число наблюдений; вид, способ и характер наблюдения; программа сводки и группировки материалов; математико-статистическая обработка данных и т. д.), так и от возможностей по использованию техники (материальные средства, сроки выполнения заказа). При планировании любого статистического ис-

<sup>1</sup> Рарова В. Н. Применение электронно-вычислительных машин в медицинских статистических исследованиях. М., 1971, с. 130.



следования следует своевременно решать указанные вопросы и в зависимости от этого осуществлять всю дальнейшую подготовительную работу. Совершенно неоправданно относить их решение на тот период исследования, когда, например, уже собраны первичные учетно-статистические документы или составлены статистические таблицы. В этих случаях резко сокращаются возможности использования вычислительной техники, а порой она только дискредитируется. Поэтому обязательным элементом планирования любого санитарно-статистического исследования является предварительная оценка необходимости и возможностей использования средств вычислительной техники на каждом этапе работы. Несоблюдение этого требования ведет, как правило, к значительным неоправданным материальным расходам и удлинению сроков исследования.

Все многообразные санитарно-статистические исследования могут быть условно разделены с точки зрения использования средств вычислительной техники на две группы:

а) работы, выполняемые в системе государственной (ведомственной) статистики (медицинский учет, отчетность, планирование и управление здравоохранением), и б) работы научно-исследовательского характера (в частности, специально организуемые выборочные исследования).

Работа по текущему и периодическому обобщению и анализу данных статистической отчетности, получаемой из подчиненных учреждений здравоохранения, может быть в значительной степени выполнена с использованием ПВМ, КВМ и ЭВМ, устанавливаемых как в региональных медицинских вычислительных центрах, так и имеющихся в народном хозяйстве (по линии ЦСУ, Госплана, промышленных предприятий и др.).

Специального внимания заслуживают выборочные санитарно-статистические исследования по важнейшим проблемным вопросам организации и проведения лечебно-оздоровительных и профилактических мероприятий, направленных на снижение заболеваемости и улучшение здоровья обслуживаемого населения. Использование вычислительной техники в таких исследованиях может быть предусмотрено на всех его этапах. В качестве типовой рекомендуется следующая схема последовательности проведения работ.

*Первый этап.* Сбор исходной медицинской информации. Механизированный или автоматизированный ввод информации в ПВМ или ЭВМ (непосредственно от носителя информации или при помощи промежуточного документа — перфокарты или перфоленты).

Разработка аппаратуры непосредственного съема информации и ее введения в вычислительную машину остается одним из наиболее слабых звеньев автоматизированной системы обработки данных (механизация первичного учета с помощью различных датчиков и др.).

*Второй этап.* Составление алгоритма и программы обработки собранной информации на ПВМ или ЭВМ. Алгоритмирование должно осуществляться специалистами врачами в содружестве с математиками-программистами (специалистами

данного типа машин). Программирование выполняется программистами.

*Третий этап.* М а ш и н н а я о б р а б о т к а и н ф о р м а ц и и — включает различную по степени сложности, характеру и объему математическую и математико-статистическую обработку первичной информации.

*Четвертый этап.* А н а л и з п о л у ч е н н ы х м а т е р и а л о в — осуществляется специалистами-медиками при участии математиков (если это необходимо).

Для того, чтобы осуществить механизированную обработку уже собранного статистического материала, необходимо:

1) подготовить первичный учетный документ (качественная, логическая, количественная проверка; шифровка документа — его кодирование);

2) составить макет перфорационной карты (схему перфорации);

3) уточнить макеты статистических таблиц выходной информации;

4) набить перфорационные карты (перфорация) и проверить их (контроль, верификация);

5) составить программу машинной обработки информации;

6) осуществить механизированную разработку материала:

а) сортировка карт;

б) запись данных в таблицы вручную или с помощью вычислительной машины;

в) вычисление обобщающих показателей (на КВМ, ПВМ или ЭВМ).

В итоге механизированной разработки материалов заказчик (учреждения или органы здравоохранения, отдельные врачи, научные работники) получает в соответствии с макетами выходной информации заполненные абсолютными числами и производными величинами статистические таблицы, которые выдаются либо в обычном виде, либо в виде так называемых табулограмм (специальная форма записи итогов разработки материалов вычислительной машиной). В ряде случаев в качестве документов выходной информации могут быть предусмотрены графические изображения.

Для участия в механизированной разработке санитарно-статистических материалов врач должен:

— иметь представление о возможностях и границах применения различных типов вычислительных машин;

— уметь сформулировать задачу по механизированной обработке материалов с представлением исходных документов для механизированной статистической обработки;

— быть готовым принять участие в составлении алгоритма статистической обработки материалов.

На стр. 183 приводится образец формализованного учетно-статистического документа, принятого МЗ СССР для механизированной разработки данных диспансерного наблюдения за психическими больными (статистическая учетная форма № 30—пс) в научно-статистическом центре при ВНИИ судебной психиатрии МЗ СССР.

1969 год Э 425573

Шифр области

Шифр заполнившего учреждения

Заполняется только для взятых на учет в данном году

- |  |    |  |                                 |    |
|--|----|--|---------------------------------|----|
| 13. Диагноз:   |    |  | 8. Группа инвалидности:         |    |
| диагноз установлен впервые                               | —0 |  | 1 гр.                           | —0 |
| диагноз установлен ранее                                 | —1 |  | 2 гр.                           | —1 |
| 14. Кем направлен:                                       |    |  | 3 гр.                           | —2 |
| не психиатрическим и не психоневрологическим учреждением | —0 |  | не инвалид                      | —3 |
| психоневрологическим учреждением (не считая стационара)  | —1 |  | 9. Патронаж:                    |    |
| психиатрическим и психоневрологическим стационаром       | —2 |  | да                              | —0 |
| после судебно-психиатрической экспертизы                 | —3 |  | нет                             | —1 |
| после военно-медицинской экспертизы                      | —4 |  | 10. Опека:                      |    |
|  |    |  | да                              | —0 |
|  |    |  | нет                             | —1 |
|  |    |  | 11. Группа диспансерного учета: |    |
|  |    |  | 2 гр.                           | —0 |
|  |    |  | 3 гр.                           | —1 |
|  |    |  | прочие                          | —2 |
|  |    |  | 12. Антиобщественные действия:  |    |
|  |    |  | были                            | —0 |
|  |    |  | не были                         | —1 |

Лицевая сторона талона к статистической учетной ф. № 30-ПС.

Ф., и., о.

- |   |                           |    |   |    |
|---|---------------------------|----|---|----|
| 1. Пол:   | муж.                      | —0 | 6. Общественно-профессиональная группа:                 |    |
|   | жен.                      | —1 | рабочий   | —0 |
| 2. Житель:  | города                    | —0 | колхозник   | —1 |
|   | села                      | —1 | лицо умственного труда                                  | —2 |
| 3. Возраст (полных лет)                                       | <input type="text"/>      |    | собственно служащий                                     | —3 |
| 4. Диагноз  | _____                     |    | учащийся  | —4 |
|   | уточненный                |    | иждивенец   | —5 |
|   | _____                     |    | пенсионер   | —6 |
|   | _____                     |    | посещающий производственно-трудовые мастерские          | —7 |
|   | шифр <input type="text"/> |    | прочие  | —8 |
| 5. Длительность пребывания на учете в диспансере (полных лет) | <input type="text"/>      |    | 7. Образование:   |    |
|   |                           |    | не учился   | —0 |
|   |                           |    | школа для умственно отсталых                            | —1 |
|   |                           |    | окончил 1—4 класса                                      | —2 |
|   |                           |    | неполное среднее (5—7/8 кл.)                            | —3 |
|   |                           |    | незаконченное среднее и среднее общее (8—10/11 классов) | —4 |
|   |                           |    | среднее специальное                                     | —5 |
|   |                           |    | незаконченное высшее                                    | —6 |
|   |                           |    | высшее  | —7 |

Оборотная сторона

Отрывной талон к статистической уч. ф. № 30-ПС для обработки в научно-статистическом центре.

При заполнении требуется соответствующие шифры подчеркнуть или вписать в квадрат.

История болезни № \_\_\_\_\_

Республика (обл.) _____	
Район (город) _____	
Название стационара _____	
отделение _____	

**КАРТА**

**выбывшего из стационара**

1. Фамилия \_\_\_\_\_ имя \_\_\_\_\_ отчество \_\_\_\_\_ Пол: 

мужской	1
женский	2

2. Возраст	0—7 дней	1
(подчеркнуть)	8—29 дней	2
	1—5 мес.	3
	6—11 мес.	4
	1—2 года	5
	3—6 лет	6
	7—14 лет	7
	15—17 лет	8
	18—19 лет	9
	20—29 лет	10
	30—39 лет	11
	40—49 лет	12
	50—59 лет	13
	60—69 лет	14
	70 и старше	15

5. Доставлен в стационар по экстренным хирургическим показаниям (подчеркнуть): 

да	1
нет	2

5а. Через сколько часов после заболевания (получения травмы) (подчеркнуть): 

1. в первые 6 ч	1
2. 7—24 ч	2
3. позже 24 ч	3

6. Доставлен санитарной авиацией (подчеркнуть) 

да	1
нет	2

7. Дата поступления в стационар 197 год  
 \_\_\_\_\_ мес. \_\_\_\_\_ число \_\_\_\_\_ час

8. Исход заболевания (подчеркнуть): 

1) выписан	1
2) умер	2
3) переведен	3

3. Проживает постоянно (адрес)  
 \_\_\_\_\_  
 \_\_\_\_\_  
 \_\_\_\_\_

8а. Дата выписки, смерти 197 год  
 \_\_\_\_\_ мес. \_\_\_\_\_ число \_\_\_\_\_ час

Житель (подчеркнуть) 

города	1
села	2

8б. Проведено дней \_\_\_\_\_

4. Кем направлен больной \_\_\_\_\_  
 \_\_\_\_\_  
 \_\_\_\_\_

9. Диагноз направившего учреждения \_\_\_\_\_  
 \_\_\_\_\_  
 \_\_\_\_\_

## 10. Диагноз стационара

	Основной	Сопутствующие заболевания	Осложнения	
Клинический заключительный	10а			10а
Патологоанатомический	10б			10б

## 11. Хирургические операции

Дата	Название операции а	Осложнения б	
			11а
			11б

12. Методы лечения больных злокачественными новообразованиями:  
 1) лучевое, 2) хирургическое, 3) комбинированное, 4) химиотерапевтическое, 5) паллиативное, 6) симптоматическое (подчеркнуть)

13. Инвалид Великой Отечественной войны (подчеркнуть):

Да  
Нет

1
2

Подпись \_\_\_\_\_

Образец «Карты выбывшего из стационара», составленной в соответствии с требованиями механизированной обработки данных, приводится на стр. 184.

Подготовка материалов для их обработки на ЭВМ требует выполнения ряда дополнительных работ.

Необходимо точно, строго сформулировать задачу, подлежащую решению на ЭВМ, определить необходимую для ее решения исходную информацию и дать ее характеристику. Особенно ответственным этапом подготовки задачи для решения на ЭВМ является составление алгоритма, т. е. описания последовательности всего процесса обработки исходной информации. Информационная характеристика задачи, подлежащей решению на ЭВМ, может быть сделана применительно к данным, приведенным в табл. 87 (по В. С. Синавиной)<sup>1</sup>. В табл. 88 дается количественное и качественное описание исходных документов и документов, получаемых из машины после обработки данных.

Использование ЭВМ особенно эффективно в тех случаях, когда решение однотипных задач повторяется многократно.

Опыт использования ЭВМ в интересах здравоохранения в СССР показал все возрастающее значение специализированных центров по автоматической обработке данных. Такие центры уже созданы в ряде научно-исследовательских институтов МЗ СССР и союзных республик, в АМН СССР, а также в некоторых медицинских учебных заведениях. Поучителен в этом направлении опыт использования ЭВМ в наиболее развитых странах мира, в частности в США, Англии, Чехословакии, Швеции и др.

Так, в США (Мичиган) с 1950 г. используется система централизованной обработки сведений о выбывших из стационаров больных, объединяющая около 300 больниц различной мощности (от 10 до 1000 коек) — так называемая система PAS (Professional Activiti Study). В системе ежегодно обрабатывается до 2,5 миллионов первичных медицинских документов о выбывших больных, что составляет около 10% всех выбывших больных по стране (Slee). Первичные учетные медицинские документы о выбывшем больном (шифровальная карта — «case abstract form» — время заполнения одной карты 5 мин) направляются в центр PAS ежемесячно и через 24 ч больницы получают уже готовый отчет со всеми необходимыми статистическими показателями. В отчетах больные группируются по возрастам, диагнозам, виду обслуживания, длительности пребывания и др. Все материалы, кроме того, накапливаются центром с целью их научно-статистической разработки, итоги которых периодически публикуются. К 1964 г. в системе хранились на магнитной ленте данные более чем на 8 миллионов случаев. Участие в системе освобождает персонал больниц от производства трудоемких медико-статистических разработок, вместе с тем каждый врач и администрация больницы получают регулярно все необходимые данные по детальной характеристике обслуженных больных и о деятельности больницы.

---

<sup>1</sup> В. С. Синавина. Механизация и автоматизация управления отраслью. М., 1970.

Макет таблицы, заполняемой для получения информационной характеристики задачи, решаемой на ЭВМ

№ п.п.	2	3	Входная информация для решения задачи				Хранимая условно-постоянная информация		9	10	11
	Наименование задачи (и ее условное обозначение)	Периодичность решения задачи	исходные документы	количество документов данного вида, используемых для решения задачи	% показателей определенной значимости в данном документе	обозначение документов условно-постоянной информации	% показателей определенной значимости от их общего количества в данном документе	Состав выходной документации	Общее количество арифметических операций	Количество логических операций	

Характеристика входной и выходной информации

№ п. п.	Входная информация										Выходная информация				
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
	Наименование документа (и его условное обозначение, код, шифр)	установленное время поступления документа	носитель информации	количество цифровых показателей в документе	% содержания показателей (от 5 до 12 десятич. зн.)	общее количество алфавитных и алфавитно-цифровых показателей в документе	носитель информации	общее количество показателей в документе	средневзвешенная значимость показателей	количество печатных строк в документе	допускаемая вероятность появления ошибки в показателях	назначение документа (для хранения, для управления)	количество экземпляров	потребитель информации	



Roach<sup>1</sup> описал разработанную в США систему автоматической обработки данных для большой больницы (автоматическое получение данных, обработка информации, ее анализ, хранение и выдача необходимых сведений по первому требованию). Предусматривается, что одна машина будет обслуживать несколько больниц одновременно. Медицинская информация в ЭВМ может поступать непосредственно от больного с помощью электронных датчиков пульса, артериального давления, температуры и др. и из первичных медицинских документов на перфокартах.

Создаются специализированные вычислительные центры, обеспечивающие отдельные отрасли медицины и здравоохранения (информационные системы — регистры — психически больных, онкологических больных и др.).

**Перспективы использования ЭВМ в советском здравоохранении.** Накопленный опыт по применению ЭВМ позволяет наметить реальные пути дальнейшего их внедрения в советское здравоохранение, в первую очередь там, где использование электронных вычислительных машин наиболее перспективно.

1. Медицинское информационное дело, предусматривающее создание автоматизированной системы сбора и обработки медицинской информации по заранее составленным и все время корректируемым программам и выдачу медицинских справочных данных о каждом отдельном больном и о работе каждого учреждения здравоохранения.

Медицинское информационное дело не может быть решено в стране одномоментно, оно требует серьезной научной и научно-технической разработки, в частности создания формализованных первичных учетных документов, аппаратуры автоматического получения данных непосредственно от больного. Эта система может охватить как отдельно взятое учреждение здравоохранения, например крупную больницу, так и целые комплексы учреждений и должна строиться применительно к республиканскому (краевому, областному) административно-территориальному делению СССР.

2. Автоматизированная система медицинского учета, отчетности и статистики здравоохранения. Она должна явиться центральным звеном в решении важнейшей задачи в области организации здравоохранения — своевременного сбора, обработки и анализа текущей статистической информации о здоровье населения и деятельности органов и учреждений здравоохранения.

Автоматизация медицинского учета, отчетности и статистики здравоохранения представляет собой первый этап создания автоматизированной системы управления здравоохранением. Если проблема в целом еще находится в стадии предварительной разработки, то практическая реализация первого этапа уже сейчас является актуальной задачей советского здравоохранения.

---

<sup>1</sup> Roach C. J. Am. J. Med. Electr., 1962, v. I, N 2, p. 51—57.

Решение этой задачи может быть достигнуто двумя путями:

а) создание региональных (межреспубликанских, межобластных) медицинских вычислительных центров, оснащенных ЭВМ и другой вычислительной техникой, объединенных в единую систему во главе с Главным медицинским вычислительным центром МЗ СССР (обеспечивает выполнение наиболее общих и типовых заданий по медицинской статистике, управлению и планированию здравоохранением); и б) создание специализированных медицинских вычислительных центров, также оснащенных ЭВМ, но решающих задачи, специфические для отдельных отраслей здравоохранения (управление госпитализацией больных в крупных городах; управление крупными стационарами; управление заготовкой и снабжением кровью и кровезаменителями; учет и углубленная характеристика больных, находящихся под диспансерным наблюдением и лечением и др.).

3. М а т е м а т и ч е с к о е м о д е л и р о в а н и е н а ЭВМ деятельности тех или иных функциональных подразделений и учреждений здравоохранения и систем здравоохранения (сельское здравоохранение, городское здравоохранение, экстренная госпитализация, охрана здоровья школьников, промышленных рабочих и т. д.). Математическая модель процессов здравоохранения позволит установить зависимости между факторами и условиями, определяющими изучаемые процессы и явления. Разработка математических моделей является сложной исследовательской работой и под силу только коллективам специалистов в области медицины, здравоохранения, математики, статистики и вычислительной техники. Развитие математического моделирования в здравоохранении предопределяется наличием специализированных научно-исследовательских центров, оснащенных универсальными ЭВМ. Эти центры должны в своей работе тесно контактировать с различными звеньями автоматизированной системы медицинского учета и статистики здравоохранения. Базируясь на собранных и обработанных в этой системе статистических материалах, в этих центрах можно решать задачи по оптимальному планированию развития сети и кадров здравоохранения на текущий и перспективный периоды как по отдельным областям, краям и республикам, так и в масштабе страны в целом.

Для того, чтобы разработать модель того или иного процесса, нужно хорошо знать этот процесс, подвергнуть его качественному анализу и выявить его существенные стороны, а также факторы, его определяющие, и основные условия, в которых он протекает. Нужно далее установить важнейшие количественные характеристики изучаемого процесса, взаимосвязи между факторами и условиями и выразить их в формализованном математическом виде. В области здравоохранения математическое моделирование осложняется тем, что каждый изучаемый процесс, как правило, может быть исследован только методами многофакторного и корреляционного анализа. При этом, наряду с большим числом существенно влияющих объективных факторов, далеко не последнее место занимают факторы субъективного порядка. Работы по математическому моделированию в здравоохранении еще только начинаются (эпидемиология, социальная гигиена, авиамедицина, проблемы

управления сложными динамическими системами в здравоохранении). Развертываются исследования и в области клинической медицины, что может быть иллюстрировано поисковыми работами ряда институтов АМН СССР и МЗ СССР.

Так, опыт работы научно-статистического отдела Всесоюзного научно-исследовательского института судебной психиатрии им. Сербского МЗ СССР, создавшего всесоюзный регистр психически больных с использованием ЭВМ, открывает перспективы развития специализированных центров по туберкулезу, важнейшим неэпидемическим болезням, онкологии и др.

В свете этого опыта целесообразно создание единого научно-методического центра МЗ СССР в виде, например, Всесоюзного научно-исследовательского института медицинской статистики и кибернетики, призванного обобщать опыт работы специализированных центров и разрабатывать методологию применения современных вычислительных средств и математико-статистических методов, в частности математическое моделирование, в интересах здравоохранения в целом.

Особенности обработки больших массивов статистических материалов требуют создания специальных образцов ЭВМ, которые имели бы значительно больший объем запоминающих устройств, быстродействующие устройства алфавитно-цифрового ввода и вывода данных способом широкоформатной печати.

Важнейшей ближайшей задачей в создании автоматизированной системы управления здравоохранением является научная разработка дифференцированных обобщающих показателей, точно и всесторонне характеризующих эффективность деятельности учреждений и органов здравоохранения на всех уровнях. Принятая в настоящее время система обобщающих статистических показателей, заложенная в документах отчетности здравоохранения, не обеспечивает все возрастающих его запросов (главным образом, по оценке эффективности деятельности медицинских учреждений) и нуждается в переработке.

Подводя итоги сказанному об использовании ЭВМ в медицине и здравоохранении, можно указать на две наиболее перспективные формы их внедрения. Это, во-первых, создание сети вычислительных медицинских центров (ВМЦ), которые обеспечат механизацию и автоматизацию сбора, обработки, хранения и передачи разнообразной медицинской и санитарно-статистической информации, необходимой для создания проектируемой автоматизированной системы управления здравоохранением (анализ и оценка деятельности, текущее и перспективное планирование и др. — система «АСУ — здравоохранение»). Вторая форма внедрения ЭВМ должна обеспечить решение важнейших научно-исследовательских задач здравоохранения (углубленная разработка санитарно-статистических материалов по отдельным группам болезней, выборочные санитарно-статистические исследования, поиск оптимального варианта расходования средств и использования сил в различных звеньях здравоохранения и др.). Решение подобных задач предполагает использование в процессе анализа материалов сложных математико-статистических методов.

Разработка комплексной автоматизированной системы управления здравоохранением на базе использования основных видов современной вычислительной техники обеспечит в подавляющем большинстве случаев решение всех указанных выше задач санитарно-статистического характера.

Текущая обработка постоянно поступающей в автоматизированную систему санитарно-статистической информации, математико-статистическая обработка данных углубленных медицинских исследований и, наконец, математическое моделирование и машинное решение наиболее сложных и взаимосвязанных процессов в области управления и планирования здравоохранения — такова схема комплексного использования современной вычислительной техники и, в первую очередь, ЭВМ в советском здравоохранении.

Часть II

# СТАТИСТИКА ЗДОРОВЬЯ НАСЕЛЕНИЯ

---

**Роль статистики здоровья населения в социальной гигиене и организации здравоохранения.** Под статистикой здоровья населения в социальной гигиене принято понимать совокупность объективных числовых показателей, характеризующих население или отдельные его группы в медицинском отношении в связи с конкретными условиями труда и быта. Разработкой методики сбора и научно-статистической обработки данных, изучением количественных показателей общественного здоровья и его закономерностей занимается санитарная статистика.

Статистика здоровья населения — важнейший раздел санитарной статистики — представляет также особый интерес для социальной гигиены.

Как известно, социальная гигиена — это наука о здоровье общества и социальных проблемах медицины и она, как указывает академик Б. В. Петровский, «изучает все стороны жизни людей с точки зрения соответствия или несоответствия условий жизни требованиям гигиены, интересам здоровья. Условия труда и быта, жилище, питание, отдых, материальная и моральная сторона жизни семьи, воспитание детей и подростков — все это является предметом исследования социальной гигиены... Она выявляет, — продолжает он, — положительные и отрицательные факторы социальной среды, влияющие на здоровье, чтобы указать способы устранения или ослабления отрицательных вредных влияний, вызывающих и поддерживающих заболеваемость...»<sup>1</sup>.

Социальная гигиена, таким образом, является наукой о здоровье общества; она обобщает данные о состоянии и сдвигах в здоровье и воспроизводстве населения с целью разработки оптимальных условий оказания медицинской помощи и проведения необходимого комплекса мероприятий по охране здоровья как всего населения в целом, так и его отдельных групп. Социальная гигиена «изучает закономерности влияния социальных факторов на здоровье человеческих коллективов, определяет пути его сохранения и укрепления» (Е. Я. Белицкая, 1970).

Научную основу и научную методологию изучения состояния и сдвигов в здоровье населения составляет статистический метод, являющийся основным методом количественного изучения массовых процессов и явлений в области общественных наук вообще и социальной гигиены в частности.

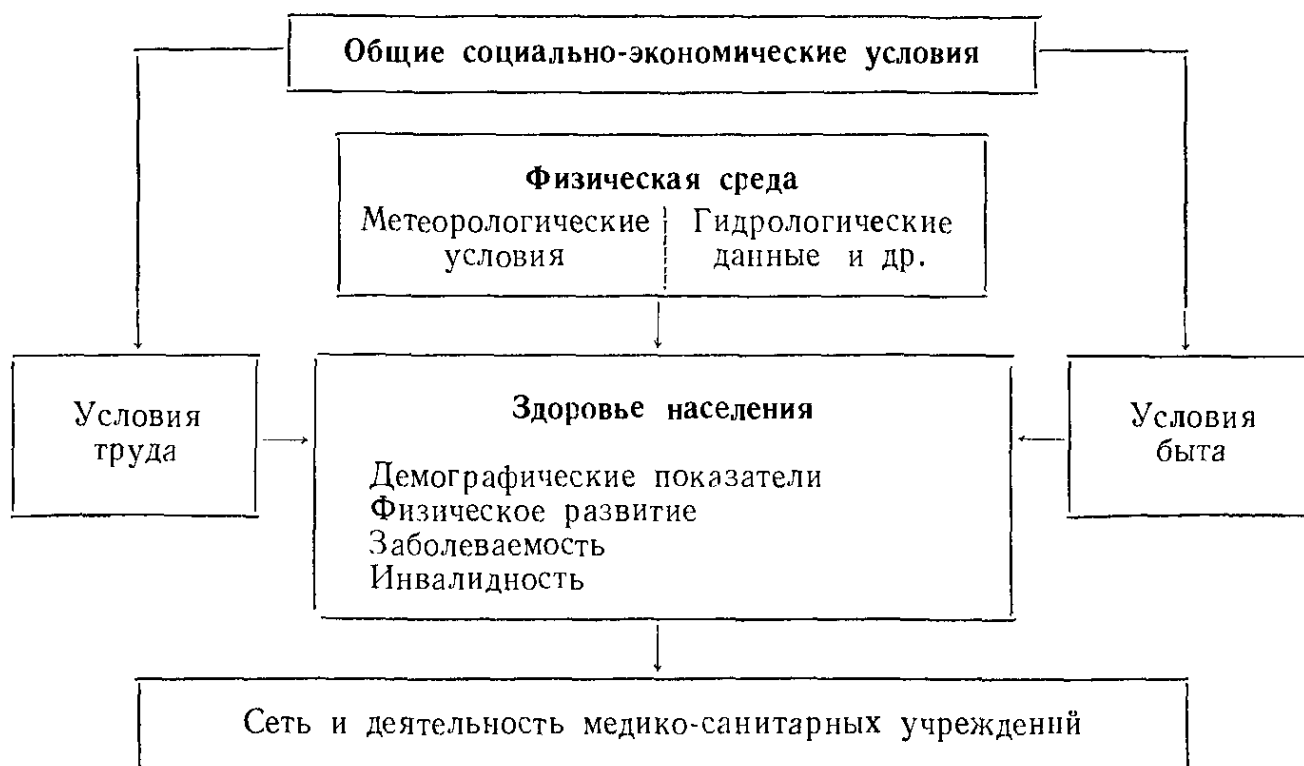
Санитарная статистика разрабатывает методы, формы и приемы сбора, обработки и анализа данных, характеризующих уровень и изменения в состоянии здоровья населения, вскрывает важнейшие закономерности таких сложных массовых процессов, как физическое развитие, заболеваемость, инвалидность и воспроизводство различных групп населения в конкретных условиях труда, жизни и быта.

Трудно представить себе какой-либо из разделов социальной гигиены вне связи его с данными статистики здоровья населения. Именно поэтому статистике здоровья населения и методам его изучения отво-

<sup>1</sup> Наука и жизнь, 1966, № 3, с. 27—28.

дится столь большое место как при изложении социальной гигиены, так и в содержании самой санитарной статистики.

Правильно собранные и хорошо проанализированные статистические данные о здоровье населения служат основой для государственного и местного планирования оздоровительных мероприятий, разработки организационных форм и методов работы органов и учреждений здравоохранения, а также для контроля за эффективностью их деятельности по сохранению и укреплению здоровья населения. Все это обуславливает неразрывную связь показателей здоровья с показателями здравоохранения, объема и характера медико-санитарной помощи населению. Общая схема статистического изучения здоровья населения, составленная в свое время П. И. Куркиным и уточненная Г. А. Баткисом, приводится ниже по публикации Е. Я. Белицкой (1970).



*Схема статистического изучения здоровья населения*

Следует подчеркнуть, что при осуществлении любых социально-гигиенических исследований первостепенное значение должно отводиться выявлению количественных зависимостей между состоянием здоровья и определяющими его факторами, на базе которых производится качественный анализ соответствующих взаимозависимостей и взаимоотношений. К сожалению, многие авторы ограничиваются только словесными утверждениями о наличии связи между отдельными показателями здоровья и определяющими их уровень (структуру) факторами. Так, например, практически не установлены количественные характеристики сложных взаимосвязей между изменениями в уровне заболеваемости отдельных профессиональных групп населения и стажем их работы, специфическими условиями их труда и быта; не всегда с достаточной обоснованностью отмечаются особенности заболеваемости этих групп и др.

Использование методов санитарной статистики, базирующихся на достижениях математической статистики и вычислительной техники, открывает широкие перспективы для углубленного статистического изучения уровня и изменений в здоровье населения в связи с влиянием на него многообразных факторов окружающей среды, важнейшими из которых являются общие социально-экономические условия, условия труда, быта, воспитания, а также особенности системы медицинской помощи населению, характеристика сети и деятельности медико-санитарных учреждений. Нельзя не учитывать также реальных условий физической среды, в которых живет и трудится изучаемая группа населения (метеорологические условия, гидрологические данные и др.).

**Основные элементы статистики здоровья населения.** Статистика здоровья населения включает в себя большой круг самостоятельных и сложных вопросов:

а) санитарно-демографическая характеристика (численность, возрастно-половая структура и воспроизводство населения);

б) физическое развитие населения (уровень основных соматометрических и функциональных признаков);

в) заболеваемость населения (общая заболеваемость, инфекционная заболеваемость, заболеваемость важнейшими неэпидемическими болезнями, заболеваемость стационарированных больных, заболеваемость с временной утратой трудоспособности);

г) инвалидность населения (по причинам).

Применительно к отдельным возрастным и половым группам населения может значительно видоизменяться доля участия отдельных перечисленных выше групп показателей. Так, для детей и подростков в связи с относительно низкими уровнями их заболеваемости и смертности особенно большое значение имеют показатели физического развития; для взрослого населения, например, существенно возрастает значение показателей инвалидизации (по причинам) и т. д.

Статистическая характеристика здоровья населения не может быть достаточной, если она сводится только к выявлению уровня (структуры) того или иного показателя здоровья или его динамики. Важнейшим методом анализа при этом остается выяснение количественной меры связи между каждым из показателей здоровья и теми основными, ведущими факторами, которые определяют уровень и динамику этих показателей. Разработка количественных методов изучения и оценки влияния конкретных условий и факторов труда и быта на здоровье населения в целом, а также на отдельные показатели здоровья как для всего населения, так и для основных однородных групп по определяющим признакам (профессия, возраст, стаж работы и др.) особенно важны в настоящее время.

При этом наиболее сложной является проблема комплексности при оценке различных условий среды и самого здоровья населения.

**О комплексном изучении и оценке народного здоровья.** Отечественная санитарная статистика имеет большие достижения в постановке и научной разработке проблемы оценки общественного здоровья населения и его отдельных качественно однородных групп. В СССР разработаны и используются на практике различные статистические

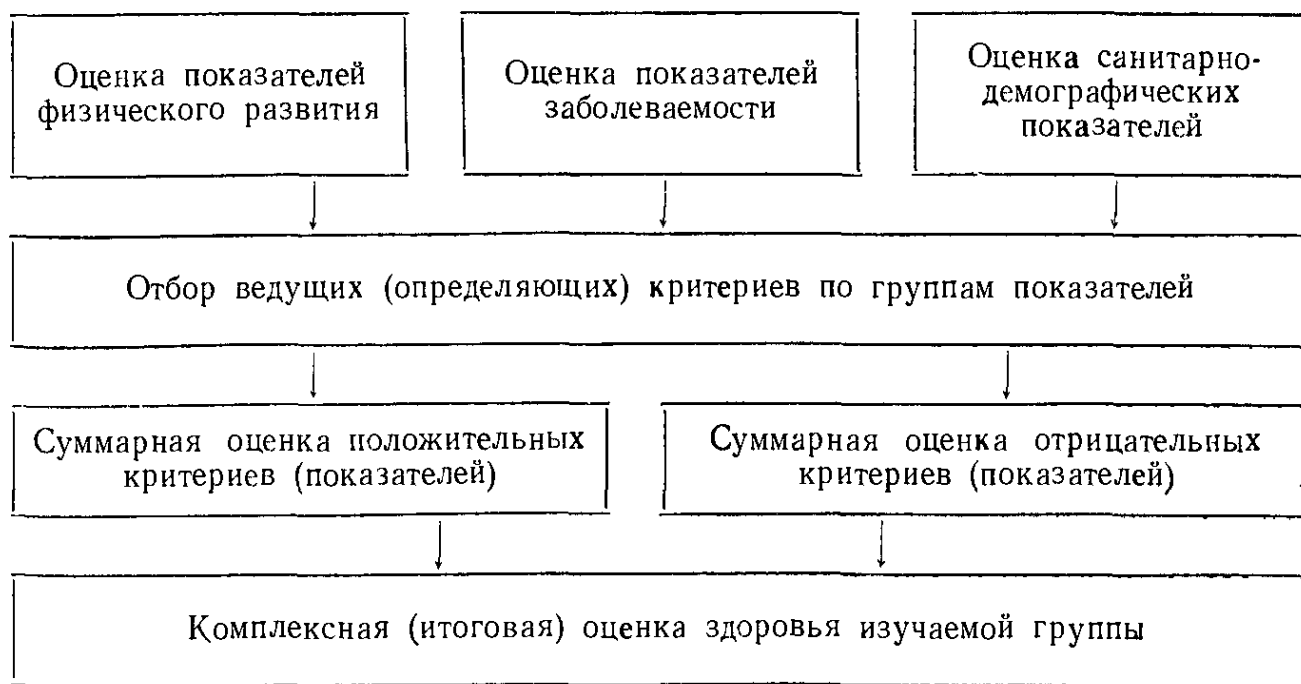


методы оценки индивидуального и группового физического развития, а также заболеваемости и инвалидности населения. Санитарно-демографической статистикой разработаны методы изучения и оценки воспроизводства населения. Существенное значение для статистической характеристики здоровья населения имеют данные о численности и составе населения, его рождаемости и смертности. Специального внимания заслуживают вопросы углубленного статистического изучения детской смертности.

Большинство исследований последних лет показывают, что при статистической оценке уровня и изменений в здоровье населения должен учитываться весь комплекс обобщающих показателей коллективного здоровья, так как ни один из них, взятый вне связи с другими, сам по себе не может быть достаточным для разработки рекомендаций по проведению тех или иных конкретных медицинских или социальных мероприятий в борьбе за улучшение здоровья населения в целом.

Комплексность санитарно-статистического изучения здоровья населения достигается путем специально организуемых выборочных исследований наиболее важных возрастно-половых и профессиональных групп. Комплексность же оценки показателей уровня и изменений в здоровье коллектива может быть обеспечена широким привлечением к решению этой задачи современных математико-статистических методов и вычислительной техники.

Принципиальная схема комплексной оценки здоровья населения представлена ниже. Ее основу составляет обоснованный отбор ведущих (определяющих) критериев, неодинаковый, как правило, для различных групп населения по возрасту, полу, профессии и другим признакам.



*Принципиальная схема комплексной оценки здоровья населения*

Методы комплексной статистической оценки здоровья населения особенно успешно развиваются в последние годы (подробнее см. главы XXII и XXIII).

Глава XV

ЧИСЛЕННОСТЬ И СОСТАВ НАСЕЛЕНИЯ

**Правила производства народных переписей.** В настоящее время численность и состав населения определяют путем проведения народных переписей, научные принципы организации которых разработаны были в течение XIX в. и неоднократно обсуждались на международных статистических конгрессах.

В России до революции была произведена только одна перепись населения в 1897 г. В Советском Союзе всеобщие переписи населения производились в 1920 г., в 1923 г. (только городского населения), в 1926, 1939, 1959 и 1970 гг.

Основной особенностью современных переписей населения является их поименность и одномоментность. Поименность обеспечивается тем, что о каждом человеке делают особую запись на отдельном бланке или в отдельной строке переписной ведомости. Одномоментность переписи означает, что перепись приурочивается к определенному, так называемому критическому моменту (обычно 12 ч ночи). Перепись в этот момент производится только в тех местах, где впоследствии нельзя будет застать бывших здесь в это время людей (в поездах, на пароходах, вокзалах, пристанях, в гостиницах и т. п.). В остальных местах записи о населении производят позднее в течение определенного периода, обычно недели, но собираемые сведения приурочивают к «критическому моменту». Например, в 1970 г. перепись населения проводилась в городах в течение 7 дней, но население учитывалось по состоянию на 12 ч ночи с 14 на 15 января. Это значит, что всех родившихся после «критического момента» не учитывали, умерших после «критического момента» учитывали как живых; лиц, женившихся после «критического момента», записывали как холостых, а овдовевших — как женатых и т. п.

При подготовке к переписи заранее определяют, какую категорию населения — наличное или постоянное — следует переписывать.

Наличным, или фактическим, называют население, которое находится в момент переписи в данном населенном пункте независимо от того, сколько времени тот или иной человек находится здесь и предполагает или нет оставаться в дальнейшем. Постоянным называют население, постоянно живущее в данном населенном пункте, независимо от того, находится ли оно в наличии в момент переписи или временно отсутствует.

Численность постоянного населения в каждом населенном пункте определяется путем прибавления к наличному населению временно

отсутствующих и исключения лиц, временно находящихся в данном пункте в момент переписи.

Для плановых народнохозяйственных расчетов, для определения показателей рождаемости, смертности, заболеваемости, обеспеченности медицинской помощью и т. п. необходимо знать численность как постоянного, так и наличного населения. В СССР при переписях 1939, 1959 и 1970 гг. учитывали обе категории.

При записи временно находящихся в данном населенном пункте делают особую отметку. Временно отсутствующих записывают со слов родных или соседей и о временном их отсутствии также делают особую отметку. Все это позволяет в итоге подсчитать и сопоставить численность как наличного, так и постоянного населения.

В большинстве стран поступают таким же образом.

Программа переписи, т. е. перечень вопросов, на которые предлагают ответить переписываемому, имеет большое принципиальное значение. Она определяется основными народнохозяйственными задачами и тесно увязывается с программой последующей обработки переписных данных.

В СССР по переписи населения 1970 г. имелось 241,7 млн. жителей. В составе населения СССР на 15/1 1970 г. имелось лиц в возрасте 0—19 лет — 38,0%, 20—59 лет — 49,2% и 60 лет и старше — 12,8%. Следует отметить относительное повышение в составе населения доли лиц пожилого возраста. В 1959 г. лица в возрасте 0—19 лет составляли в СССР 37,4% населения, в возрасте 20—59 лет — 53,2%, а в возрасте 60 лет и старше — 9,4%. Относительное «постарение» населения, являющееся в основном результатом понижения рождаемости и в некоторой степени следствием уменьшения смертности, ставит ряд специальных задач перед медицинской наукой и организацией здравоохранения по углублению исследований в области физиологии и патологии пожилого организма, по изучению заболеваний, свойственных лицам пожилого возраста, и по разработке мероприятий для предупреждения и лечения этих заболеваний (развитие геронтологии и гериатрии).

**Группировка материалов о численности и составе населения.** Единицей учета (счетной единицей) в статистике населения служит человек. Перепись позволяет установить не только общую численность населения, но и его состав. Достигается это соответствующей группировкой данных. Группировка населения производится по различным социальным (социальная группа, национальность, профессия, занятие, семейное положение, образование, местожительство и пр.) и биологическим (пол, возраст) признакам.

В санитарной статистике вычисляется ряд показателей (заболеваемость, смертность и пр.) не только в отношении всего населения в целом, но и отдельно в отношении каждой его основной группы. Поэтому группировка санитарно-статистических материалов должна соответствовать группировке данных о населении, по отношению к которому вычисляются показатели, и правила этой группировки должны быть известны медицинским работникам.

Группировка по местожительству состоит в распределении населения по населенным пунктам, по администра-

тивными районам, областям и республикам и в разделении его на городское и сельское население.

Принадлежность к жителям того или иного населенного пункта, района, области, республики определяют в соответствии с установленными в административном порядке границами. Так, к жителям данного города относят всех тех, кто живет в пределах так называемой городской черты, установленной городским Советом депутатов трудящихся. К жителям данного района или области относят всех тех, кто живет в населенных пунктах, находящихся внутри установленных в административном порядке границ этого района или области.

Разделение населенных пунктов на городские и сельские производят в соответствии с утвержденными Верховным Советом СССР и Верховными Советами союзных республик списками городских поселений (города, рабочие поселки и пр.). Населенные пункты, не входящие в эти списки, относятся к селам.

Г р у п п и р о в а т ь п о с о ц и а л ь н о м у с о с т а в у можно только ту часть населения, которая имеет самостоятельные средства к жизни (так называемое самодеятельное население). Несамодетельное население (лица, не имеющие самостоятельного дохода, — иждивенцы) причисляют к той социальной группе, к какой принадлежат лица, на содержании которых находятся иждивенцы.

В капиталистических государствах статистические данные о социальном составе населения часто искажаются и используются в целях скрывания подлинной классовой структуры капиталистического общества. Поэтому их группируют там так, чтобы помешать установлению численности основных общественных классов.

Для правильного причисления к группе рабочих или служащих необходимо исходить из основного занятия (рода работы и занимаемой должности) данного лица. Ввиду того, что перечень занятий велик и разнообразен при отнесении лиц той или иной профессии к категории рабочих или служащих следует пользоваться специальными указателями-словарями.

Помимо разделения на социальные группы, материалы о самодеятельном населении группируют по отраслям хозяйства (отраслям труда), в которых оно занято. Основными отраслями хозяйства являются: промышленность, сельское и лесное хозяйство, строительство, транспорт и связь, торговля, здравоохранение, просвещение, государственное управление, общественные организации и др. Более подробная классификация разделяет промышленность по видам производства — машиностроение, металлургия, текстильное производство и пр. Внутри каждой отрасли труда занятые в ней лица могут объединяться по отдельным профессиям. Так, например, лица, работающие в отрасли здравоохранения, относятся в основном к группе медико-санитарных работников, где могут быть выделены врачи, фельдшера, фармацевты, медицинские сестры и т. п. Кроме того, в системе здравоохранения работают и лица немедицинских профессий (бухгалтеры, шоферы, кладовщики и пр.).

В санитарной статистике группировку по отраслям труда широко применяют при изучении заболеваемости с временной утратой трудоспособности.

Разделение на группы по остальным социальным признакам большей частью не составляет особой трудности.

Так, группировка по национальностям в советских переписях производится в соответствии с тем, к какой национальности причисляет себя сам каждый советский гражданин, в сомнительных случаях — в соответствии с национальностью матери.

При группировке по семейному состоянию выделяют лиц, состоящих в браке (женатых и замужних), холостых (неженатых и незамужних), вдовых и разведенных. При переписях состояние в браке учитывается независимо от регистрации брака.

Половой и возрастной состав населения. Знание возрастно-полового состава населения имеет особенно большое значение как для общей разработки планов развития народного хозяйства и культуры, так и для задач здравоохранения.

Оздоровительные мероприятия дифференцируют для различных половых и возрастных групп населения (грудные дети, дети ясельного возраста, дошкольники, школьники, контингенты, подлежащие очередному призыву в армию, беременные и пр.), в соответствии с чем необходимы отдельные сведения о численности и составе этих групп.

Кроме того, оценка состояния здоровья населения вообще должна производиться с учетом его возрастно-полового состава, так как размеры заболеваемости, смертности, рождаемости и пр. неодинаковы для различных возрастных групп и зависят также от соотношения в населении мужчин и женщин в каждой возрастной группе.

Половой состав населения определяется соотношением числа случаев рождения и смерти лиц мужского и женского пола. Помимо этого, на половой состав населения отдельных стран влияет эмиграция и иммиграция. В составе населения стран, из которых происходит эмиграция, обычно преобладают женщины, а в составе населения стран иммиграции преобладают мужчины, так как среди эмигрантов мужчин обычно бывает больше, чем женщин.

Для стран, принимавших участие в войнах, соотношение мужчин и женщин зависит также от размеров военных потерь. Первая и вторая мировые войны привели к значительным сдвигам в половом составе населения основных воевавших стран.

Возрастной состав населения имеет еще большее значение, чем половой. Соотношение производительных и непроизводительных возрастов в населении характеризует в известной степени и трудовой баланс страны. Производительным считается возраст от 20 до 59 лет, полупроизводительным — возраст от 15 до 19 лет и от 60 до 69 лет, а возрастные группы 0—14 и старше 70 лет признаются непроизводительными.

Без знания правильного возрастного состава населения невозможны никакие сравнения и оценка данных о рождаемости, смертности, заболеваемости и т. п.

Опыт проведения переписей свидетельствует, что часть населения показывает свой возраст не вполне точно, округляя его до ближайших чисел, оканчивающихся на 0 или на 5. Поэтому количество населения в возрастах, соответствующих этим числам, бывает непропорционально большим.

Для измерения степени неправильности показаний возраста, зависящей от округления числа лет, применяют так называемый показатель концентрации (аккумуляции). Он равен сумме населения в возрастах, кратных пяти, между 23 и 62 годами (т. е. сумме чисел в возрастах 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55 и 60 лет), умноженной на 5 и деленной на общую численность населения в возрасте 23—62 года. Для выражения этого отношения в процентах его умножают на 100. Чем в большей степени округляет население свой возраст, тем дальше отстоит от 100 полученный показатель. В значительной степени размеры этого округления зависят от уровня культурности. Более культурная часть населения указывает свой возраст точнее. Так, например, по данным С. А. Новосельского, в Петербурге при переписи населения 1910 г. показатель концентрации составлял у неграмотных 136, у грамотных — 114, у лиц с высшим образованием — 105.

Рост культурного уровня советского народа отразился и на этом показателе. Так, в Ленинграде (Петербурге) показатель концентрации составлял:

в 1910 г. . . . .	121,	в 1926 г. . . . .	110,
в 1920 г. . . . .	117,	в 1939 г. . . . .	101.

В 1939 г. жители Ленинграда почти совсем не искажали показаний своего возраста.

Для установления точной возрастной структуры населения в погодных возрастных интервалах демографическая статистика прибегает к различным методам выравнивания числовых данных, полученных при переписях.

В санитарной статистике редко приходится прибегать к данным о возрасте населения с интервалом в один год и, как правило, пользуются возрастными интервалами в несколько лет. При этом возраста, на которые приходится наибольшее округление, включают в один интервал с годами, в которые возраст указывается относительно точно, и одно отклонение компенсирует другое. В санитарной статистике обычно прибегают к следующим возрастным группировкам (табл. 89)

Для выделения возрастных контингентов, подлежащих дифференцированному медико-санитарному обслуживанию, пользуются следующей группировкой ранних возрастов:

0—1 год . . . . .	грудные дети;
1—2 года . . . . .	дети ясельного возраста;
3—6 лет . . . . .	дошкольный возраст;
7—10 » . . . . .	ранний школьный возраст;
11—13 » . . . . .	средний школьный возраст;
14—17 » . . . . .	подростки;
18—19 » . . . . .	призывной возраст.

Возрастные группировки населения в санитарной статистике

Схема 1	Схема 2	Схема 3	Схема 4
0—12 месяцев	0—12 месяцев	0—12 месяцев	0—4 года
1—4 года	1—4 года	1—4 года	
5—9 лет	5—9 лет	5—9 лет	
10—14 »	10—14 »	10—14 »	5—19 лет
15—19 »	15—19 »	15—19 »	
20—24 года			
25—29 лет	20—29 »	20—39 »	20—59 »
30—34 года	30—39 »		
35—39 лет			
40—44 года	40—49 »		
45—49 лет		40—59 »	
50—54 года			
55—59 лет	50—59 »		
60—64 года			
65—69 лет	60 лет и старше	60 лет и старше	60 лет и старше
70—74 года			
75—79 лет			
80 лет и старше			

Трудоспособным населением в соответствии с законами СССР о пенсиях считаются мужчины в возрасте 16—59 лет и женщины в возрасте 16—54 года, а лицами пенсионного возраста мужчины с 60 лет, женщины с 55 лет.

В специальных санитарно-статистических исследованиях могут применяться и более дробные возрастные группировки, особенно для детей раннего возраста. В частности, первый год жизни может быть разбит на месяцы, первый месяц жизни — на недели, а первая неделя — на дни, может быть выделен отдельно второй год жизни и т. д.

Для оценки процессов воспроизводства населения имеет значение выделение возрастной группы, способной к деторождению (15—49 лет), более молодых и более старых групп. При более или менее нормальных условиях воспроизводства население в возрасте 15—49 лет обычно составляет 50% общей его численности. В соответствии с этим различают три типа возрастных структур: прогрессивный, стационарный и регрессивный (табл. 90).

ТАБЛИЦА 90

Распределение возрастных групп при разной структуре населения

Возраст (в годах)	Состав населения (в процентах к итогу)		
	прогрессивный тип	стационарный тип	регрессивный тип
0—14	30	25	20
15—49	50	50	50
50 и старше	20	25	30

Возрастной состав населения СССР по переписи 1970 г.  
(в процентах к итогу)

Возраст (в годах)	Все население	в том числе	
		мужчины	женщины
0—9	18,6	20,57	16,95
10—15	12,3	13,59	11,20
16—19	7,1	7,90	6,49
20—24	7,1	7,74	6,52
25—29	5,7	6,11	5,34
30—34	8,7	9,34	8,25
35—39	6,9	7,34	6,49
40—44	7,9	7,91	7,87
45—49	5,1	4,27	5,77
50—54	3,8	3,10	4,34
55—59	5,0	3,84	5,94
60—69	7,3	5,33	8,97
70 и старше	4,5	2,96	5,87
Всего	100,0	100,0	100,0

Первый тип — прогрессивный (детей больше, чем стариков) — обеспечивает возможность численного роста населения, второй — определяет стабилизацию численности населения, третий — уменьшение населения (депопуляцию) вследствие предстоящего понижения уровня рождаемости и повышения общего уровня смертности за счет относительного преобладания старших возрастов.

Возрастная структура населения СССР благоприятна для его воспроизводства (табл. 91).

Графически возрастной состав населения обычно изображают в виде возрастно-половых пирамид. Такой график может показывать одновременно возрастно-половую структуру населения страны по данным двух переписей.

Так, на рис. 28 дана возрастно-половая структура населения Германии по материалам двух переписей — 1910 и 1933 гг. Сопоставляя эти данные, можно видеть ущерб, нанесенный населению

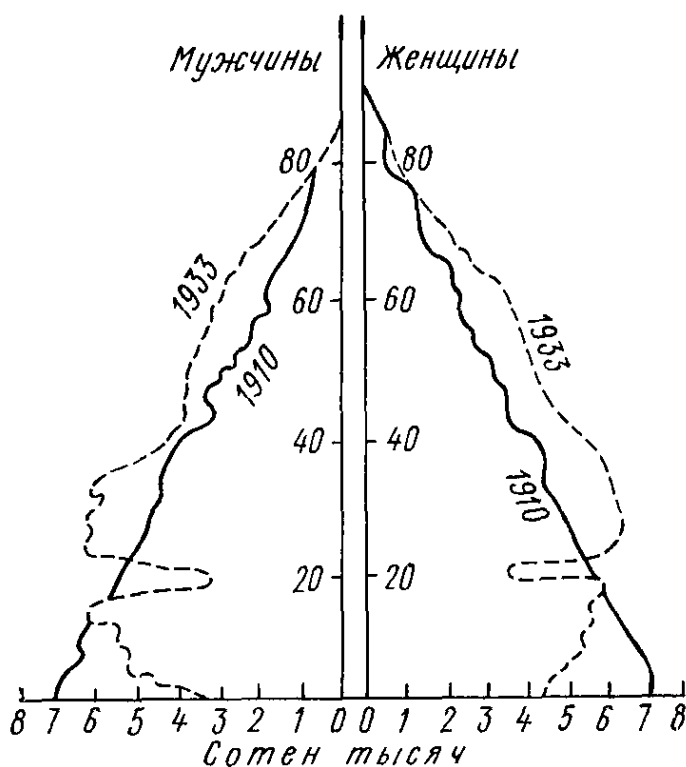


Рис. 28. Возрастно-половой состав населения Германии по материалам переписей 1910 и 1933 гг.

Сопоставляя эти данные, можно видеть ущерб, нанесенный населению



Германии первой мировой войной. Первый изъём слева в возрастах от 35 до 55 лет — результат убыли мужчин, которым в годы войны было 15—35 лет и часть которых погибла на войне. Второй изъём в виде глубоких провалов с обеих сторон пирамиды — результат пониженной рождаемости в годы войны.

Суженное основание возрастно-половых пирамид некоторых капиталистических стран показывает уменьшенное количество детей в стране вследствие резкого понижения рождаемости и является грозным симптомом депопуляции.

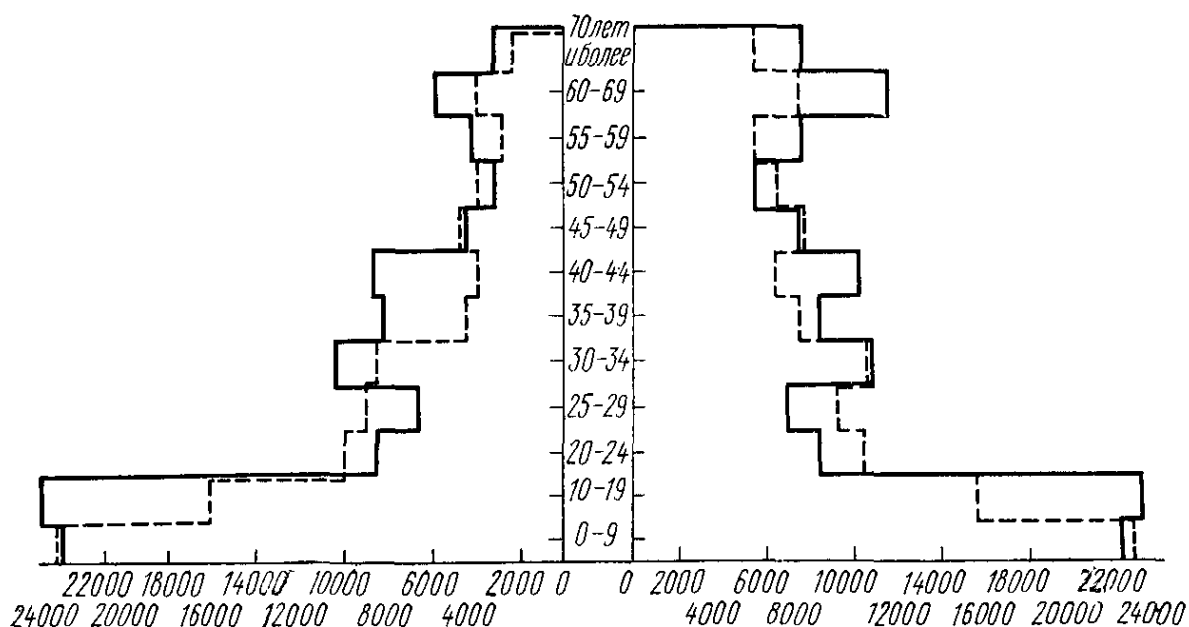


Рис. 29. Возрастно-половой состав населения СССР по материалам переписей 1926 и 1970 гг.

По оси абсцисс — число лиц (в тыс.); по оси ординат — возраст (в годах). Слева — мужчины, справа — женщины. Непрерывная линия — 1970 г., пунктирная линия — 1926 г.

На рис. 29 показан возрастно-половой состав населения СССР на январь месяц 1959 и 1970 гг. Отмечается существенное увеличение численности населения, а также числа мужчин и женщин в возрастах 35—45 лет и 60—69 и более лет.

Особенно велики различия в возрастно-половом составе населения СССР в настоящее время по сравнению с довоенным периодом. Так, в 1970 г. в составе населения СССР по сравнению с данными переписи 1926 г. относительно увеличилось количество лиц пожилого возраста (старше 50 лет), уменьшилась доля детей и подростков (в возрасте до 15 лет) и увеличилась доля женщин. Причиной этих изменений являются значительные потери населения (преимущественно мужского) в годы Великой Отечественной войны 1941—1945 гг., снижение смертности и увеличение длительности жизни, а также понижение рождаемости. В возрастных группах до 30 лет как у мужчин, так и у женщин ясно видно относительное уменьшение численности населения в 1970 г. по сравнению с 1926 г., являющееся результатом понижения рождаемости в годы войны и послевоенные годы. В возрасте старше 30 лет численность женщин в 1970 г. значительно превосходила их численность в 1926 г.; у мужчин это преобладание относительно невелико,

а в некоторых возрастных группах отсутствует вовсе из-за значительных потерь мужского населения в годы Великой Отечественной войны 1941—1945 гг.

**Исчисление населения в межпереписные годы.** Точные сведения о численности населения бывают известны только в годы переписей. В остальное время приходится пользоваться различным путем вычисленными значениями. Если учет естественного и механического движения населения организован хорошо, эти исчисления не представляют особой трудности: численность населения данной местности на любой момент равна численности его во время последней переписи плюс число родившихся и приехавших и минус число умерших и уехавших после переписи. Однако учет движения населения, особенно механического (приезды и отъезды), далеко не всегда бывает достаточно удовлетворительным, и в расчет приходится вносить различные поправки.

Расчеты численности населения обычно производят в Центральном, республиканских, областных и городских статистических управлениях. Медицинским работникам всегда, когда только это можно, следует получать данные о численности и составе населения в статистических управлениях.

Если сведения о численности населения получены или исчислены самостоятельно, можно рассчитать возрастную-половую структуру населения в соответствии с той, какая имела место во время последней переписи.

Применять такого рода расчеты можно только тогда, когда действительно нет оснований полагать, что возрастная-половая структура населения могла измениться.

В обычных условиях эти изменения происходят очень медленно и настолько незначительны, что на практике можно ими пренебречь. Однако за годы Великой Отечественной войны возрастная-половая состав населения СССР значительно изменился. Поэтому производить расчеты возрастной-полового состава населения по данным переписи 1939 г. для периода 1941—1958 гг. нецелесообразно и там, где это возможно, следует пользоваться более точными данными. Материалы переписей населения 1959 и 1970 гг. снова позволили применять указанные расчеты для тех местностей, где не было значительных миграционных процессов.

## Глава XVI

### СТАТИСТИКА РОЖДАЕМОСТИ

**Организация учета рождений.** Согласно существующему в СССР законодательству все родившиеся должны быть зарегистрированы в течение месяца со дня рождения: в городах — в отделах записи актов гражданского состояния (ЗАГС), а в селах — в сельских Советах. Дети, умершие до регистрации, также должны быть зарегистрированы (как родившиеся и как умершие), в том числе и дети, умершие в родильных домах или в родильных отделениях больниц.

Родившиеся мертвыми (мертворожденные) также подлежат регистрации. Однако их после регистрации учитывают отдельно, не включая ни в число родившихся живыми, ни в число умерших.

Регистрация родившихся имеет не только статистическое, но и правовое значение. Записи рождений производятся в особых книгах, имеющих отрывной талон, на котором воспроизводится копия основной записи. Отрывные талоны передаются в статистические управления для разработки. Родителям или прочим лицам, зарегистрировавшим рождение ребенка, выдают на руки свидетельство о рождении, являющееся юридическим документом.

Регистрация рождений производится на основе справок, выдаваемых родильными учреждениями, в которых была оказана помощь матери при родах. Если роды произошли без помощи медицинского персонала, рождение ребенка удостоверяется двумя свидетелями.

При регистрации рождения, кроме сведений об имени, фамилии, местожительстве родителей, месте регистрации и т. п., записывают имя и пол ребенка, дату рождения, сколько родилось детей одновременно в случае многоплодных родов, а также ряд дополнительных сведений об отце и матери ребенка для каждого отдельно: возраст, национальность, занятие и пр.

**Коэффициент рождаемости.** Для определения размеров рождаемости пользуются обычными интенсивными коэффициентами.

Коэффициент рождаемости высчитывается следующим образом:

$$\text{Годовой коэффициент рождаемости} = \frac{\text{Число зарегистрированных за год рождений} \times 1000}{\text{Средняя численность населения}}$$

Средняя численность населения определяется как полусумма чисел населения на начало и конец года.

Если имеются сведения о родившихся за несколько месяцев, то можно вычислить коэффициент по формуле.

$$\text{Коэффициент рождаемости за несколько месяцев (в пересчете на год)} = \frac{\text{Число рождений за взятые месяцы} \times 1000 \times 12}{\text{Средняя численность населения} \times \text{число взятых месяцев}}$$

При вычислении показателей рождаемости не следует в число родившихся включать мертворожденных. Иногда из числа рождений исключают родившихся, матери которых временно проживают в данной местности, и получают так называемый исправленный коэффициент рождаемости.

Коэффициент рождаемости дает только приближенное представление о процессе воспроизводства населения. Это обусловлено тем, что коэффициент рождаемости исчисляется по отношению к численности всего населения, тогда как рожают только женщины, да и то не во всяком возрасте. Плодовитым возрастом (т. е. возрастом, в котором женщина способна к деторождению) принято считать 15—49 лет. Поэтому более точно рождаемость может быть определена при помощи специального коэффициента рождаемости (общего коэффициента плодовитости или

фертильности), представляющего отношение числа родившихся к численности женщин в возрасте 15—49 лет:

$$\text{Специальный коэффициент рождаемости (общий коэффициент плодовитости)} = \frac{\text{Число рождений} \times 1000}{\text{Численность женщин в возрасте 15—49 лет}}.$$

Например, в районе, где среднее население равнялось 50 000 человек, а женщины в возрасте 15—49 лет составляли 27,4% населения или 13 700, за год родилось 945 детей. Тогда общий коэффициент плодовитости в этом районе будет:

$$\frac{945 \times 1000}{13700} = 69,0\text{‰}.$$

Еще более точным методом является применение повозрастных коэффициентов плодовитости, при вычислении которых в числителе указывают число рождений у женщин определенного возрастного интервала (5 или 10 лет), а в знаменателе — число женщин того же возрастного интервала.

Значение специальных коэффициентов рождаемости может быть продемонстрировано на следующих схематических примерах.

Допустим, что в населенных пунктах *A* и *B* по 100 000 населения и в каждом из них 55% женщин, но женщин плодovитого возраста в пункте *A* — 27500, в пункте *B* — 22000.

Если в пункте *A* родилось за год 1850 детей, а в пункте *B* — 1480, то коэффициенты рождаемости составят:

$$\text{для пункта } A: \frac{1850 \times 1000}{100\,000} = 18,5\text{‰},$$

$$\text{для пункта } B: \frac{1480 \times 1000}{100\,000} = 14,8\text{‰}.$$

Общие же коэффициенты плодовитости будут:

$$\text{для пункта } A: \frac{1850 \times 1000}{27\,500} = 67,3\text{‰},$$

$$\text{для пункта } B: \frac{1480 \times 1000}{22\,000} = 67,3\text{‰}.$$

Более высокий коэффициент рождаемости в пункте *A* свидетельствует не о большей интенсивности воспроизводства населения, как этот может показаться с первого взгляда, а о большем проценте женщин плодovитого возраста в составе населения данного пункта. Санитарная же оценка этого процесса, определяемая специальными коэффициентами рождаемости, в обоих пунктах одинакова.

С другой стороны, могут иметь место случаи, когда более высокие коэффициенты рождаемости будут соответствовать более низким общим коэффициентам плодовитости и, следовательно, давать превратное представление о подлинном процессе воспроизводства населения.

Допустим, что в населенных пунктах *B* и *Г*, в которых так же, как и в предыдущих, по 100 000 населения, а 55% составляют женщины, родилось: в пункте *B* — 1800 детей, в пункте *Г* — 1920 детей. Возрастная структура женского населения в этих пунктах представлена в табл. 92.

## Возрастной состав женщин в пунктах В и Г

Возраст (в годах)	Пункт В		Пункт Г	
	Абсолютное число	% к итогу	Абсолютное число	% к итогу
До 15	15 400	28	11 000	20
15—49	27 500	50	31 900	58
50 и старше	12 100	22	12 100	22
Всего	55 000	100	55 000	100

Общие коэффициенты рождаемости в этом случае составят:

$$\text{для пункта В: } \frac{1800 \times 1000}{100\,000} = 18,0\text{‰},$$

$$\text{для пункта Г: } \frac{1920 \times 1000}{100\,000} = 19,2\text{‰}.$$

Общие коэффициенты плодовитости выразятся:

$$\text{для пункта В: } \frac{1800 \times 1000}{27\,500} = 65,5\text{‰},$$

$$\text{для пункта Г: } \frac{1920 \times 1000}{31\,900} = 60,2\text{‰}.$$

Более низкий фактический уровень воспроизводства населения в пункте Г и регрессивная возрастная структура его населения остались бы незамеченными, если бы анализ ограничился только сравнением общих коэффициентов рождаемости, мнимо показывающих лучшее положение в этом пункте.

Следовательно, всегда, когда есть основание считать, что сравниваемые группы населения различны по своей возрастной структуре, сравнительное изучение интенсивности рождаемости надлежит производить при помощи не общих, а специальных коэффициентов рождаемости. Истинное соотношение можно установить и при помощи стандартизации коэффициента рождаемости, т. е. исчисления их путем элиминирования различий в возрастном составе сравниваемых групп населения.

**Возрастные коэффициенты плодовитости. Влияние брачности.** Повозрастные коэффициенты неодинаковы в отдельных возрастных группах и в различных странах (табл. 93). Максимальные размеры коэффициента плодовитости большей частью приходятся на возрастной интервал 25—29 лет. У женщин моложе 25 лет и в старших возрастных группах они меньше. Эти различия связаны не только с особенностями физиологического состояния женского организма, но и в значительно большей степени зависят от социальных факторов, среди которых одно из первых мест занимают условия, определяющие вступление женщины в брак в более раннем или в более позднем возрасте. Именно доля замужних женщин данного возраста и определяет в основном уро-

вень коэффициента плодovitости в своем возрасте. Особенно это относится к молодым возрастным группам женщин. В более позднем возрасте на уровень рождаемости существенное влияние оказывает ряд других условий, в частности в ряде стран — необходимость для трудовой семьи ограничивать число своих членов.

Для устранения влияния размеров брачности вместо обычных коэффициентов плодovitости применяют коэффициенты брачной плодovitости.

Коэффициент этот вычисляют следующим образом:

$$\text{Коэффициент брачной плодovitости} = \frac{\text{Число рождений у женщин, состоящих в браке} \times 1000}{\text{Число женщин, в возрасте 15—49 лет, состоящих в браке}}$$

Для вычисления повозрастных коэффициентов брачной плодovitости в числителе указывается число детей, рожденных замужними женщинами определенного возраста, а в знаменателе — число женщин этого возраста, состоящих в браке.

Брачная плодovitость также неодинакова у женщин различных возрастных групп (табл. 93).

ТАБЛИЦА 93

Повозрастные коэффициенты общей и брачной плодovitости женщин  
(в ‰)

Возраст (в годах)	Англия	Бельгия	Голландия	США	Франция	ФРГ	
	1961 г.	1963 г.	1964 г.	1964 г.	1963 г.	1963 г.	
Общая плодovitость	До 20	22,4	13,4	10,0	34,7	11,0	13,5
	20—24	179,6	167,4	139,2	219,9	175,9	142,4
	25—29	185,1	169,8	213,9	179,4	186,6	170,9
	30—34	101,1	103,8	148,8	103,9	111,6	102,8
	35—39	50,0	50,8	79,4	50,0	55,0	49,9
	40—44	13,1	15,0	26,7	13,8	18,1	16,0
	45—49	0,8	0,9	2,2	0,7	1,4	0,9
15—49	69,9	65,2	73,9	75,6	68,7	67,9	
Брачная плодovitость	15—19	473,4	399,0	517,8	479,0	450,1	541,4
	20—24	295,5	279,4	321,1	354,4	341,5	283,4
	25—29	213,0	198,6	264,0	222,3	225,6	211,1
	30—34	115,6	115,8	172,1	123,3	125,1	117,0
	35—39	53,4	58,3	92,6	61,7	60,7	57,3
	40—44	13,9	19,2	32,6	} 9,7	19,2	19,2
	45—49	0,9	1,2	2,9		1,1	1,1
15—49	108,3	106,3	133,4	132,7	112,5	132,7	

Наибольшие размеры брачной плодovitости отмечены в самой молодой возрастной группе женщин; по мере увеличения возраста

коэффициенты брачной плодовитости уменьшаются. Поэтому там, где женщины рано вступают в брак и, следовательно, относительно больше женщин, состоящих в браке в молодом возрасте, размеры как специальных, так и общих коэффициентов рождаемости будут больше, чем в местностях, где женщины вступают в брак позже.

ТАБЛИЦА 94

*Влияние возраста вступления в брак на размер специального коэффициента рождаемости*

Населенный пункт	Возраст (в годах)	Число женщин	Процент женщин, состоящих в браке	Число женщин, состоящих в браке	Коэффициент брачной плодовитости в данном возрасте	Число рожденных детей
А	15—19	15 000	10	1 500	280	420
	20—29	30 000	70	21 000	250	5250
	30—39	25 000	85	21 250	120	2550
	40—49	15 000	90	13 500	15	203
Всего		85 000	—	57 250	—	8423
Б	15—19	15 000	2	300	280	84
	22—29	30 000	60	1 800	250	4500
	30—39	25 000	85	21 250	120	2550
	40—49	15 000	90	13 500	15	203
Всего		85 000	—	53 050	—	7037

Рассмотрим на примере влияние возраста вступления в брак на размер коэффициента плодовитости (табл. 94). Численность, возрастное распределение женщин и повозрастная брачная плодовитость в населенных пунктах А и Б одинаковы. Различия состоят лишь в том, что в пункте А женщины вступают в брак значительно раньше, чем в пункте Б. Соответственно этому в пункте А, несмотря на одинаковые повозрастные коэффициенты плодовитости, рождается детей больше, чем в пункте Б. В результате общие коэффициенты плодовитости составляют:

$$\text{для пункта А } \frac{8423 \cdot 1000}{85\,000} = 99,1\text{‰};$$

$$\text{для пункта Б } \frac{7037 \cdot 1000}{85\,000} = 82,8\text{‰}.$$

**Мертворождения. Аборты.** Детей, родившихся мертвыми, не включают в число родившихся — они подлежат отдельной регистрации по специальным свидетельствам, выдаваемым врачами. Для точного соблюдения этого правила необходимо строгое отграничение родившихся мертвыми от родившихся живыми и умерших сразу после рождения и отграничение мертворождений от выкидышей. Ввиду некоторых

трудностей при различении этих состояний регистрацию мертворождений не всегда производят правильно и в число мертворожденных иногда ошибочно включают как поздние выкидыши, не подлежащие регистрации в отделах ЗАГС, так и детей, рожденных живыми, но умерших через несколько минут после рождения, которых надо регистрировать дважды — как родившихся и как умерших.

По действующим в СССР инструкциям мертворожденными следует считать плоды, родившиеся по истечении 7 лунных месяцев беременности с ростом более 35 см и весом выше 1000 г без признаков дыхания. Если новорожденный вдохнул хотя бы один раз и после этого умер, его следует считать живорожденным и не включать в число мертворождений. Плоды, родившиеся без признаков жизни в пределах 28 недель беременности, имеющие рост менее 35 см и вес ниже 1000 г, считаются поздними выкидышами и также не включаются в число мертворождений.

В большинстве стран действуют примерно такие же правила. Однако в некоторых странах (Франция, Испания, Бельгия, Голландия) к мертворожденным причисляют также детей, родившихся живыми и умерших в первые дни (в Испании — в первые сутки, во Франции — в течение 3 суток) после рождения. Указанные различия в определении мертворождений необходимо учитывать при международных сравнениях мертворождаемости и смертности детей в первые дни после рождения.

Коэффициент мертворожденности определяется по формуле:

$$\frac{\text{Число мертворождений} \times 100}{\text{Число рожденных живыми} + \text{число мертворождений}}.$$

Так, если в районе зарегистрировано за год 1500 рожденных живыми и 35 родившихся мертвыми, то коэффициент мертворождаемости составит:

$$\frac{35 \cdot 100}{1500 + 35} = 2,28\%.$$

Известный интерес для врача представляет также и статистика абортот. Аборты (т. е. досрочное прерывание беременности) могут быть произвольными (не зависящими от желания женщины), вызванными какой-либо болезнью или несчастным случаем, и искусственными (сделанными с согласия женщины). Искусственные аборты могут быть выполнены по медицинским показаниям, если продолжение беременности угрожало здоровью женщины или полноценному развитию плода, или по желанию женщины, несмотря на то, что здоровье ее позволяло продолжать беременность.

В настоящее время в СССР разрешено искусственное прерывание беременности и производится оно должно только врачами и только в лечебных учреждениях. Органы здравоохранения ведут учет абортов, производимых в лечебных учреждениях, в том числе отдельно учитываются аборты, сделанные по медицинским показаниям, а также начавшиеся или начатые вне лечебного учреждения и закончившиеся в больнице.



Статистические коэффициенты частоты абортов исчисляются двояко: 1) отношением (в процентах) числа абортов к числу рождений и 2) отношением (в процентах) числа абортов к общему количеству законченных беременностей (рождения и аборт).

Например, в районе зарегистрировано за год 1500 рождений и 250 аборт. Коэффициенты частоты абортов соответственно равны:

$$1) \frac{250 \cdot 100}{1500} = 16,7\% \quad \text{по отношению к числу рождений;}$$

$$2) \frac{250 \cdot 100}{1500 + 250} = 14,3\% \quad \text{по отношению ко всем законченным беременностям.}$$

Международные сопоставления показателей частоты аборт и динамические сравнения этих показателей в СССР за разное время следует проводить сугубо осторожно, учитывая различия законодательства об аборт в отдельных странах и в СССР.

Можно также определять частоту аборт к численности женщин плодovитого возраста:  $\frac{\text{число аборт} \cdot 1000}{\text{число женщин в возрасте 15—49 лет}}$ , а также аналогичные по возрастные коэффициенты. Однако эти коэффициенты недостаточно точны, так как размеры их определяются не только нежеланием женщины родить ребенка, но и степенью культуры женщины и их умением применять контрацептивы.

**Измерение эффективности применения контрацептивов.** Аборт неблагоприятно влияют на здоровье женщины. Для предупреждения беременности рациональнее применять различного рода контрацептивы (противозачаточные средства). Таких средств имеется много, но эффективность их не всегда достаточна. Врачам целесообразно знать статистические методы оценки эффективности применения различных контрацептивов.

Методически правильно вычислять эффективность контрацептивов, учитывая срок экспозиции, т. е. время, когда женщина имела возможность забеременеть. Расчеты производят по формуле, предложенной американским ученым Пирлем:

$$\frac{\text{Общее количество зачатий} \times 12 \times 100}{\text{Общее количество месяцев экспозиций}}$$

К месяцам экспозиции относятся месяцы, когда женщина жила половой жизнью и могла забеременеть. В их число не включается время после срочных родов (примерно 10 месяцев), после аборт, месяцы длительной разлуки супругов и т. п.

По проведенным в США в 1941—1942 гг. исследованиям при отсутствии применения контрацептивов на 100 месяцев экспозиции приходится 12 беременностей, по аналогичным исследованиям в Англии в 1946—1947 гг. на 100 месяцев экспозиции у женщин, не применяющих контрацептивов, приходится 8 беременностей (Е. А. Садвокасова).

Е. А. Садвокасова приводит в качестве примера следующие данные о сроках наступления беременности у женщин, не применявших противозачаточные средства (табл. 95), схема расчета дана на стр. 214.

## Частота наступления беременности в зависимости от срока экспозиции

Количество месяцев «риска» (экспозиции)	Доля женщин, не применявших контрацептивов и забеременевших	Количество месяцев «риска» (экспозиции)	Доля женщин, не применявших контрацептивов и забеременевших
1	5,7 ± 1,0	11	48,3 ± 2,25
2	7,0 ± 1,25	12	51,4 ± 2,25
3	9,9 ± 1,35	13	57,9 ± 2,2
4	12,1 ± 1,4	14	62,4 ± 2,2
5	14,0 ± 1,6	15	63,9 ± 2,15
6	15,1 ± 1,6	16	64,3 ± 2,15
7	27,9 ± 2,0	17	66,3 ± 2,1
8	40,2 ± 2,2	18	67,5 ± 2,0
9	43,2 ± 2,2	19	72,6 ± 2,0
10	45,3 ± 2,25	20	79,3 ± 1,8

## Схема расчета частоты наступления беременности

Длительность наблюдения (в месяцах)	Число наблюдаемых женщин	Срок наступления беременности (в месяцах)			
		0—3	4—6	7—11	12 и более
0—3	$I_1$	$a_1$	—	—	—
0—6	$I_2$	$b_1$	$b_2$	—	—
0—12	$I_3$	$c_1$	$c_2$	$c_3$	—
12 и более	$I_4$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$

Наступило беременностей в течение

$$а) 0—3 \text{ месяца} = \frac{(a_1 + b_1 + c_1 + d_1) \times 100}{I_1 + I_2 + I_3 + I_4} = \dots \%,$$

$$б) 0—6 \text{ месяцев} = \frac{(b_1 + c_1 + d_1 + b_2 + c_2 + d_2) \times 100}{I_2 + I_3 + I_4} = \dots \%,$$

$$в) 0—12 \text{ месяцев} = \frac{(c_1 + d_1 + c_2 + d_2 + c_3 + d_3) \times 100}{I_3 + I_4} = \dots \%,$$

$$г) 12 \text{ месяцев и более} = \frac{(d_1 + d_2 + d_3 + d_4) \times 100}{I_4} = \dots \%.$$

Аналогичным образом производится расчет для женщин, применявших противозачаточные средства. Эффективность противозачаточных средств представляет соотношение соответствующих показателей у женщин, применявших и не применявших контрацептивов. Она определяется по формуле Пирля:

$$E = \frac{A - B}{A} \cdot 100.$$

В этой формуле  $E$  обозначает эффективность,  $A$  — число беременностей за определенный срок у 100 женщин, не применявших контрацептивов,  $B$  — число беременностей за тот же срок у 100 женщин, применявших контрацептивы.

$$\text{Так, например, } \frac{14,0 - 5,6}{14,0} \cdot 100 = 60\%.$$

## СТАТИСТИКА СМЕРТНОСТИ

**Организация учета случаев смерти.** Регистрация смерти так же, как и регистрация рождений, производится в СССР в отделах ЗАГС или в сельских Советах.

По закону родные или соседи умершего, а если таковых нет, то работники домоуправления, администрация больницы, детского дома или дома инвалидов, где находился умерший перед смертью, обязаны до погребения умершего зарегистрировать его смерть. Факт смерти должен быть подтвержден в городах, поселениях городского типа и в селах, где работает не менее 2 врачей, врачебным свидетельством о смерти, а в остальных местностях — фельдшерскими справками или свидетельскими показаниями.

Регистрацию смерти производят в специальных книгах. Лицам, зарегистрировавшим смерть, выдают соответствующее свидетельство. Без предъявления такого свидетельства не допускается захоронение. Отрывные талоны с копией записи о смерти пересылают для разработки в статистические управления.

В акт регистрации смерти записывают фамилию, имя и отчество умершего, постоянное местожительство, пол, возраст, национальность, занятие и место работы (для детей — занятие отца), дату и причину смерти. При записи смерти детей до 5 лет, кроме возраста, указывают также дату рождения.

До 1918 г. регистрация смерти, так же как и регистрация рождений, производилась в нашей стране духовенством. В связи с этим похороненные без религиозных обрядов, умершие до крещения (младенцы, самоубийцы, похороны которых с соблюдением религиозных обрядов были запрещены церковными правилами, и т. п.) могли не попасть в метрические книги, которые вело духовенство. Гражданская регистрация смерти улучшила учет умерших, однако и сейчас еще в некоторых республиках и областях учет этот недостаточно совершенен.

Для работников здравоохранения особое значение имеет регистрация причин смерти, материалы которой служат одним из важных показателей здоровья населения, а также используются при изучении заболеваемости.

**Регистрация причин смерти.** При регистрации смерти записывают причину смерти. Такая запись может считаться полноценной только в том случае, если причина смерти установлена врачом.

В царской России, как правило, запись о причине смерти производилась со слов родственников или соседей умершего. Только в некоторых городах (в 1913 г. таких городов было 120) причину смерти умершего регистрировали на основании врачебного свидетельства. Раньше всего такая регистрация была введена в Одессе (40-е годы XIX столетия), затем в Петербурге (с 1867 г.).

В СССР с 1925 г. установлена обязательная врачебная регистрация причин смерти во всех городах и городских поселениях, а также в значительном, постепенно увеличивающемся количестве сел. Во всех

этих местностях смерть регистрируют в отделах записи актов гражданского состояния только на основании «Врачебного свидетельства о смерти». Выдают такие свидетельства врачи, лечившие больных перед смертью. Если смерть произошла внезапно и врач не видел умершего перед смертью, «Врачебное свидетельство о смерти» выдает врач, производивший осмотр трупа или вскрытие. В тех случаях, когда можно опасаться, что смерть последовала в результате насилия, обязательно вскрытие трупа судебно-медицинским экспертом, который и выдает «Врачебное свидетельство о смерти». Заполняя «свидетельство», врач отмечает фамилию, имя и отчество умершего, его возраст, адрес, дату смерти, где последовала смерть (дома, в лечебном учреждении или в каком-либо другом месте), причину смерти, важнейшие заболевания, которыми страдал умерший к моменту смерти, указывает также как, на каком основании, каким учреждением и когда выдано «свидетельство». В тех местностях, где имеется только один врач или вовсе нет врача, но есть фельдшера, последние выдают «фельдшерскую справку о смерти». Статистическая разработка причин смерти по свидетельствам врачей и по фельдшерским справкам производится отдельно. Точность определения фельдшерами причин смерти недостаточна. Поэтому при научном изучении причин смерти рекомендуется пользоваться только врачебными свидетельствами.

Наиболее существенным вопросом является вопрос о причине смерти. Отвечая на него, врач не должен причину смерти, т. е. болезнь, приведшую к смерти, подменять указанием симптома болезни (например, нельзя указывать в качестве причины смерти кровотечение, паралич сердца, сердечную слабость, отек легких, асфиксию, шок и т. п.), не должен указывать в качестве причины смерти осложнение, вызванное заболеванием, не назвав основной болезни (например, в случае смерти от пневмонии после кори следует называть как причину смерти корь и как ее осложнение послекоревую пневмонию), не должен указывать в качестве причины смерти род медицинского вмешательства (например, операция, наркоз) вместо болезни, вызвавшей это вмешательство.

Обозначая в качестве причины смерти какое-либо заболевание, врач обязан достаточно точно определить его форму (например, нефрит — острый или хронический, пневмония — крупозная или очаговая, диспепсия — простая или токсическая и т. п.), указать место поражения для тех болезней, локализация которых возможна в различных органах (например, туберкулез легких или туберкулез правой почки, а не просто туберкулез, рак желудка или рак правого легкого, а не просто рак, и т. п.). Отмечая в качестве причины смерти травму, врач должен указать род травмы (производственная или бытовая), чем она нанесена (холодным или огнестрельным оружием, если машиной, то какой, электротоком, пламенем и т. п.), описать повреждение и указать его локализацию (например, множественный перелом бедренной кости при автомобильной аварии, перелом основания черепа при падении с высоты и т. п.). При отравлениях следует указать характер отравления (пищевое, алкогольное, лекарственное, профессиональное и пр.) и название токсического вещества, например: пищевое отравление грибным ядом, отравление метиловым спиртом, отравление суле-

мой, выпитой по ошибке вместо лекарства, профессиональное отравление хлором и т. п.

Если умерший перед смертью страдал несколькими болезнями и каждая из них могла быть причиной смерти, врач должен перечислить в качестве причины смерти все эти болезни. Перечисление производится в том порядке, в каком по степени тяжести они могли сыграть роль в качестве причины смерти у данного больного.

**Определение причины смерти**<sup>1</sup>. Двадцатая ассамблея ВОЗ определила причины смерти, подлежащие внесению в медицинские свидетельства о смерти, как «все те болезни, патологические состояния и травмы, которые привели к смерти или способствовали ее наступлению, а также как обстоятельства несчастного случая или акта насилия, вызвавшие такую травму». Это определение было сформулировано с целью обеспечить регистрацию всей связанной со смертью информации, чтобы лицо, заполняющее свидетельство о смерти, не имело возможности выбрать одни патологические состояния и исключить другие. Необходимо отметить, что определение не предусматривает включения в свидетельство симптомов и указания явлений, сопутствовавших смерти, таких, как сердечная недостаточность неуточненного характера, истощение и т. п.

Проблема классификации причин смерти при разработке материалов демографической статистики является относительно простой, если имеется только одна причина смерти. Однако во многих случаях смерть обусловлена двумя или более патологическими состояниями. В таких случаях в демографической статистике стало традицией отбирать для статистических разработок одну причину смерти. Эта причина раньше обозначалась по-разному: «причина смерти», «первичная причина смерти», «главная причина смерти», «основная причина смерти» и т. п. Для унификации терминологии и правил отбора причины смерти при проведении статистических разработок на Международной конференции по Шестому пересмотру Классификации была достигнута договоренность использовать в статистических разработках термин «начальная причина смерти».

С точки зрения предупреждения смерти важное значение имеет прерывание цепи болезненных процессов и введение на ее определенном этапе медицинской помощи. Наиболее эффективная мера по линии здравоохранения состоит в том, чтобы помешать этой возможной причине проявить свое действие. Начальная причина смерти была определена как: а) болезнь или травма, вызвавшая последовательность болезненных процессов, непосредственно приведших к смерти, или б) обстоятельства, при которых произошел несчастный случай или насильственное повреждение, вызвавшее смертельный исход.

Для того, чтобы обеспечить повсеместное применение изложенного выше принципа, совершенно необходимо использовать форму медицинского свидетельства о смерти, рекомендованную Всемирной ассамблеей здравоохранения. Применение такой формы возлагает ответственность за определение последовательности развития болезненных процессов на врача, подписывающего медицинское свидетельство о смерти. Справедливо считается, что врач, заполняющий свидетельство, лучше, чем кто-либо иной, может определить, какая болезнь или патологическое состояние непосредственно привели к смерти, а также располагает большими возможностями для указания условий, способствовавших возникновению данной болезни или патологического состояния.

**Международная форма медицинского свидетельства о причине смерти.** Медицинское свидетельство о смерти, выдержка из которого приведена на стр. 218, составлено так, чтобы оно содержало сведения, необходимые для выбора начальной причины смерти в тех случаях, когда одновременно указаны две или несколько причин.

Форма медицинского свидетельства состоит из двух частей (I и II), обозначенных для удобства как:

- I. а) непосредственная причина (вследствие),
- б) промежуточная предшествовавшая причина (вследствие),
- в) начальная предшествовавшая причина.

<sup>1</sup> «Статистическая классификация болезней, травм и причин смерти» М., 1969, с. 210—214.

II. Другие важные патологические состояния, способствовавшие смерти, но не связанные с болезнью или состоянием, приведшим к ней.

В части I указывается причина, непосредственно вызвавшая смерть (на строке а), предшествовавшие состояния (на строках б и в), т. е. причины, которые привели к возможности состояния, проставленного на строке а, причем начальная причина последовательности событий указывается последней.

Однако нет необходимости заполнять строки б и в, если болезнь или состояние, непосредственно приведшее к смерти, указанное на строке а, полностью характеризует цепь процессов, приведших к смерти.

В части II свидетельства вписывается любое другое важное патологическое состояние, которое отрицательно повлияло на течение болезненного процесса и таким образом способствовало смертельному исходу, но которое не связано с болезнью или патологическим состоянием, непосредственно вызвавшим смерть.

## МЕЖДУНАРОДНАЯ ФОРМА МЕДИЦИНСКОГО СВИДЕТЕЛЬСТВА О ПРИЧИНЕ СМЕРТИ

П Р И Ч И Н А   С М Е Р Т И	
I	
Болезнь или состояние, непосредственно приведшие к смерти *	а) . . . . . вызванная (или явившаяся следствием)
Предшествующие процессы	
Патологические состояния, которые могли привести к вышеуказанному состоянию; начальная причина смерти указывается в последнюю очередь	б) . . . . . вызванные (или явившиеся следствием)
	в) . . . . .
II	
Прочие важные состояния, способствовавшие смерти, но без связи с болезнью или патологическим состоянием, приведшим к ней	{ . . . . . . . . . .
* Речь идет не о явлениях, вызвавших летальный исход (например, сердечная недостаточность, астения и т. д.), а о болезнях, повреждениях или осложнениях, приведших к смерти	
	Приблизительный интервал между началом патологического процесса и смертью  .....  .....  .....

*Выдержка из Международной формы медицинского свидетельства о причине смерти*

Выражение «вызванные (или явившиеся следствием)», приведенное в форме медицинского свидетельства, относится не только к этиологическому или патогенетическому развитию процесса, но также и к такому его развитию, когда нет прямой причинной зависимости между предшествовавшим состоянием и смертью, но пред-

шествовавшее состояние, вероятно, подготовило почву для возникновения непосредственной причины путем поражения ткани или функций организма даже после длительного промежутка времени.

**Правила выбора причины смерти для первичных статистических разработок материала о смертности.** В том случае, если указана только одна причина смерти, эта причина используется для статистической разработки. Если указана более чем одна причина, выбор причины смерти для статистической разработки должен проводиться по изложенному ниже правилу. Правило основано на концепции начальной причины, т. е. болезни или травмы, которая вызвала развитие болезненных процессов, приведших к смерти. В тех случаях, когда выбранная причина является травмой, должны быть записаны или обстоятельства возникновения травмы или характер травмы, или обе эти характеристики.

Общее правило отбора начальной причины заключается в следующем. Отбирается патологическое состояние, указанное на нижней строке части I свидетельства, кроме случаев, когда в высшей степени невероятно, что оно может привести к возникновению состояний, записанных в свидетельстве выше.

В правильно заполненном свидетельстве начальная причина смерти будет представлена одним диагнозом на нижней строке части I, а состояния, которые возникли как следствие этой начальной причины, будут записаны выше, по одному состоянию в каждой строке, в соответствии с причинной последовательностью наступления событий.

**Пример 1.** 1. а) Уремия.  
б) Задержка мочи.  
в) Гипертрофия простаты.

**Пример 2.** 1. а) Бронхопневмония.  
б) Хронический бронхит.  
в) Хронический миокардит.

Однако если свидетельство в целом заполнено не вполне удовлетворительно, то это не исключает применения общего правила. Если на нижней строке части I указано одно состояние и его можно считать вероятной причиной возникновения состояний, записанных на верхних строках, даже если они приводятся не в причинной последовательности, следует применять общее правило.

**Пример 3.** 1. а) Гангрена кишечника.  
б) Перитонит.  
в) Заворот слепой кишки.

**Пример 4.** 1. а) Тромбоз коронарных сосудов.  
б) Кровоизлияние в мозг.  
в) Атеросклероз.

Необходимо учитывать, что утверждение медицинского специалиста, заполнявшего свидетельство, отражает его мнение о состояниях, приведших к смерти, и об их взаимосвязи, и его мнением нельзя пренебречь.

Общее правило нельзя применить только в том случае, если на нижней строке части I свидетельства указано одно состояние, но в высшей степени невероятно, что оно могло привести к возникновению всех патологических состояний, указанных выше.

В тех случаях, когда нельзя использовать общее правило, необходимо получить дополнительные сведения от заполнявшего свидетельство.

**Коэффициенты смертности.** Размеры смертности определяют путем вычисления интенсивных коэффициентов смертности.

$$\text{Годовой коэффициент смертности} = \frac{\text{Число случаев смерти за год} \times 1000}{\text{Средняя численность населения}}$$

$$\begin{array}{l} \text{Коэффициент смертности} \\ \text{за несколько месяцев} \\ \text{(из расчета на год)} \end{array} = \frac{\text{Число случаев смерти за взятые месяцы} \times 1000 \times 12}{\text{Средняя численность населения} \times \text{число взятых месяцев}}$$

При вычислении коэффициентов смертности, особенно в больших городах, рекомендуется определять два коэффициента: обычный

и с исключением из числа умерших приезжих. Чем крупнее город, чем больше в нем лечебных учреждений и квалифицированное лечебная помощь, тем больший процент среди умерших составляют приезжие. В соответствии с положением все умершие независимо от их постоянного местожительства регистрируются в отделах записи актов гражданского состояния по месту смерти. Поэтому если из общего

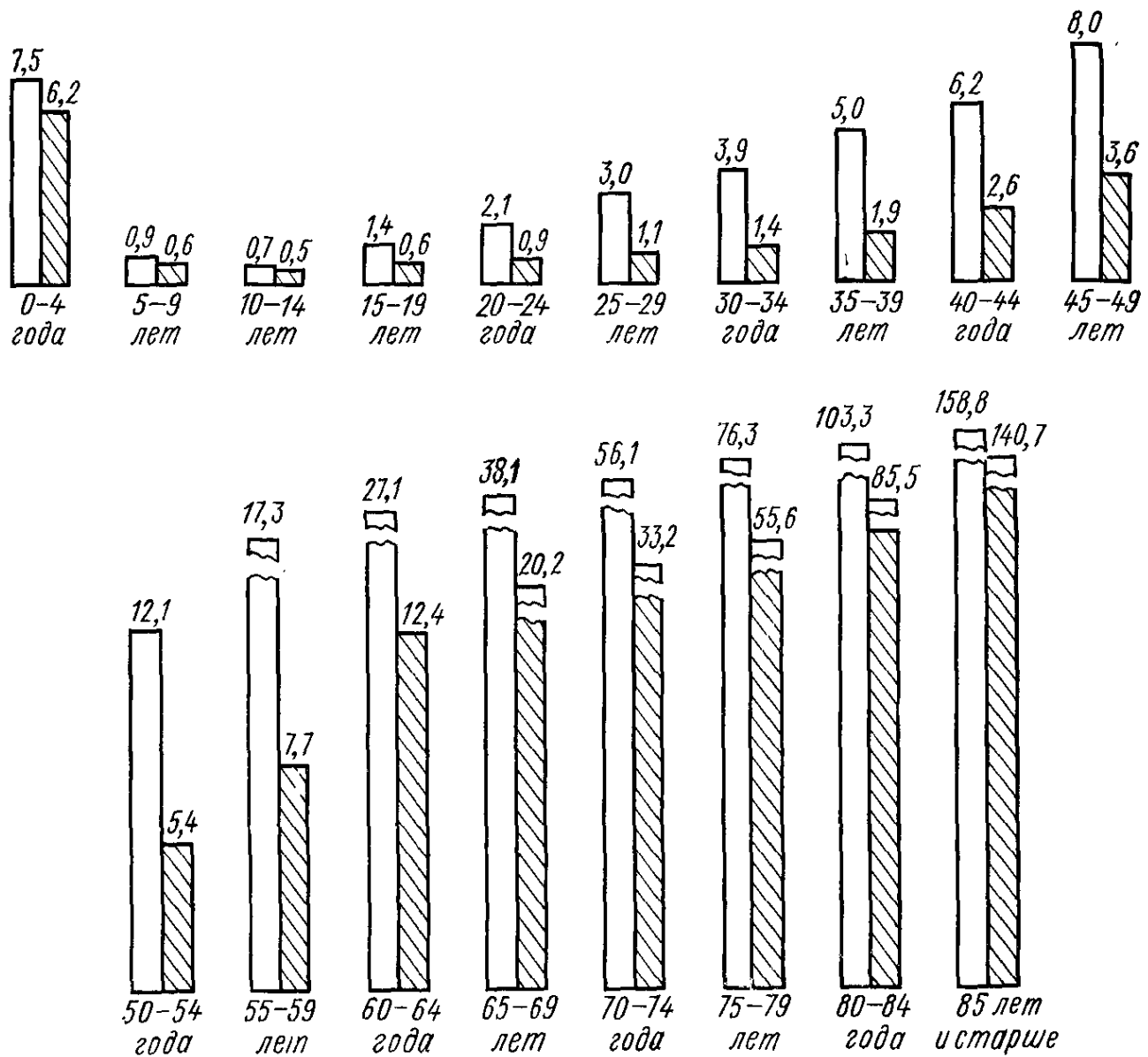


Рис. 30. Повозрастные коэффициенты смертности в СССР в 1966—1967 гг. (на 1000 чел. соответствующего пола и возраста).

Белые столбики — мужчины, заштрихованные — женщины.

числа смертей не вычтуть умерших из числа приезжих, коэффициенты смертности больших городов окажутся завышенными.

Повозрастные коэффициенты смертности за исключением смертности детей в возрасте до 1 года вычисляются аналогичным способом: в числителе дроби указывается число случаев смерти лиц данного возраста, а в знаменателе — численность населения того возраста, для которого исчисляют коэффициент.

При вычислении коэффициентов смертности от отдельных причин в числителе пишут число случаев смерти от данной причины. Расчет



при этом обычно производят не на 1000, а на 10 000 или на 100 000 населения.

**Влияние возрастного состава населения на величину коэффициентов смертности.** Размеры коэффициентов смертности неодинаковы в различных возрастных группах населения; наиболее высоки коэффициенты смертности в самых младших и в самых старших группах. В виде примера приводим повозрастные коэффициенты смертности населения в СССР и в ряде других стран в 1965—1967 гг. (рис. 30, табл. 96). Смертность мужчин во всех возрастных группах выше, чем у женщин.

ТАБЛИЦА 96

*Повозрастные коэффициенты смертности  
(число случаев смерти на 1000 населения соответствующего возраста)*

Возраст (в годах)	Мужчины					Женщины				
	СССР (1967—1968)*	Англия и Уэльс (1966)**	Франция (1968)***	ФРГ (1965)**	США (1968)***	СССР (1967—1968)*	Англия и Уэльс (1966)**	Франция (1968)***	ФРГ (1965)**	США (1968)***
0—1	7,6	21,7	11,5	27,0	25,2	6,3	16,6	9,1	21,2	19,2
1—4		0,9	1,0	1,2	0,9		0,8	0,8	1,0	0,7
5—9	0,9	0,4	0,4	0,6	0,5	0,6	0,3	0,3	0,4	0,4
10—14	0,7	0,4	0,4	0,5	0,5	0,4	0,3	0,3	0,3	0,3
15—19	1,4	1,1	1,1	1,2	1,5	0,6	0,4	0,5	0,5	0,6
20—24	2,1	1,0	1,6	1,6	2,0	0,9	0,5	0,7	0,6	0,7
25—29	3,2	1,0	1,6	1,5	1,9	1,1	0,6	0,7	0,7	0,9
30—34	4,0	1,2	1,9	1,8	2,2	1,4	0,8	0,9	1,0	1,2
35—39	5,2	1,8	2,8	2,3	3,1	1,9	1,3	1,4	1,5	1,9
40—44	6,6	3,0	4,3	3,5	4,8	2,6	2,1	2,1	2,3	2,9
45—49	8,4	5,2	6,6	5,3	7,6	3,6	3,4	3,3	3,4	4,3
50—54	12,4	3,3	10,3	9,4	12,2	5,4	5,4	4,8	5,3	6,3
55—59	17,8	16,2	15,8	16,1	19,1	7,8	8,0	6,9	7,9	9,3
60—64	27,8	27,5	25,0	27,0	29,2	12,6	12,8	10,6	13,5	13,9
65—69	39,1	44,1	37,6	42,8	42,6	20,4	21,7	17,2	22,9	22,1
70—74	81,0	67,6	56,0	64,2	64,5	60,7	37,0	30,0	40,8	34,9
75—79		102,7	84,7	97,9	86,5		64,0	53,3	71,9	54,9
80—84		155,2	130,4	152,3	120,7		109,4	93,6	124,3	90,9
85 и старше		258,2	222,2	202,8	203,9		204,0	182,3	218,7	191,7
Всего	8,3	12,3	11,7	12,4	11,0	7,2	11,1	10,5	10,6	8,2

\* Вестник статистики, 1970, № 6, стр. 91.

\*\* Demographic Yearbook, 1967, N.-J., 1968, pp. 408 и след.

\*\*\* Demographic Yearbook, 1970, N.-J., 1971, pp. 252, 674.

\*\*\*\* Там же, pp. 318, 682.

Чрезвычайно большие размеры смертности свойственны возрасту 0—1 год. Это заставляет выделить ее для более подробного рассмотрения в дальнейшем (см. главу XIX). После первого года жизни интенсивность смертности падает и продолжает снижаться до 10—14 лет, когда коэффициенты смертности наименьшие. После 15 лет смерт-

ность начинает постепенно увеличиваться, достигая снова значительных размеров после 60—70 лет. Следовательно, наиболее угрожающими периодами человеческой жизни являются детский и старческий возрасты.

Такое распределение по возрастной смертности, свойственное всем странам, приводит к тому, что в тех группах населения, в которых относительно больше детей и стариков, могут оказаться большими и общие коэффициенты смертности, являющиеся средними взвешенными по возрастным коэффициентам, даже если санитарные условия жизни населения этих групп будут лучшими и по возрастные уровни смертности у них ниже.

Из приводимого ниже схематического примера (табл. 97) видно, что взятые для сравнения две группы населения пункта А и пункта Б имеют одинаковые по возрастные коэффициенты смертности, а тем не менее общие коэффициенты смертности населения пункта Б выше, чем пункта А, так как в составе населения пункта Б относительно больше детей и стариков.

ТАБЛИЦА 97

*Сравнение общих коэффициентов смертности в двух пунктах с одинаковыми по возрастными уровнями смертности и с различной возрастной структурой населения*

Возраст (в годах)	Население		Число умерших		Коэффициенты смертности на 1000 населения	
	А	Б	А	Б	А	Б
0—19	10 000	20 000	100	200	10,0	10,0
20—39	20 000	12 000	150	90	7,5	7,5
40—59	15 000	10 000	75	50	5,0	5,0
60 и старше	5 000	8 000	65	100	12,5	12,5
Всего	50 000	50 000	390	440	7,8	8,8

Приведенные соображения свидетельствуют о необходимости осторожно сравнивать общие коэффициенты смертности и проверять, являются ли сравниваемые группы населения однородными по своему составу. Наиболее целесообразно в сомнительных случаях вычислять и сравнивать по возрастные или стандартизованные коэффициенты смертности так, как это было указано в гл. IV.

**Коэффициенты смертности в возрасте старше 1 года.** Смертность детей до 1 года особенно высока, поэтому в тех случаях, когда нельзя прибегнуть к вычислению стандартизованных коэффициентов смертности, надо, по крайней мере, из общего коэффициента смертности выделить коэффициенты смертности детей до 1 года и населения старше 1 года. Различная доля детей этого возраста в населении, зависящая от размеров рождаемости, сильно влияет на величину общего коэффициента смертности и препятствует правильной оценке санитарного состояния населения, производимой при помощи этого коэффициента. Поэтому для получения более правильных данных

при сопоставлении смертности надо, по крайней мере, отдельно анализировать смертность детей в возрасте до 1 года и остального населения.

Покажем, что размеры рождаемости действительно влияют на уровень смертности (пример схематический — табл. 98).

ТАБЛИЦА 98

*Влияние различия в уровне рождаемости в разных населенных пунктах на высоту коэффициента общей смертности*

Возраст	Населенный пункт А			Населенный пункт Б		
	численность населения	смертность в ‰	число умерших	численность населения	смертность в ‰	число умерших
До 1 года	3 000	40,0	120	4 000	40,0	160
Старше 1 года	97 000	8,0	784	96 000	8,0	768
Всего	100 000	9,04	904	100 000	9,28	928

В населенных пунктах А и Б общая численность населения и повозрастная смертность одинаковы. Однако в пункте Б в результате большей рождаемости доля детей в возрасте до 1 года больше, чем в пункте А. Поэтому, несмотря на равенство коэффициента смертности детей до 1 года, абсолютное число умерших до 1 года выше в пункте Б, а отсюда и общий коэффициент смертности в этом пункте (9,28‰) оказывается большим, чем в пункте А (9,04‰). Если учитывать только общие коэффициенты, то создается впечатление о больших размерах смертности в пункте Б. Между тем равенство размеров повозрастной смертности в обоих пунктах было принято как предварительное условие. Неверный вывод, вытекающий из сравнения общих коэффициентов смертности, зависит в данном примере от различной доли детей в возрасте до 1 года, обусловленной различными уровнями рождаемости.

Такое же превратное представление о подлинных размерах смертности получилось бы и при наблюдении над динамикой смертности, если бы за сравниваемые периоды изменился уровень рождаемости (табл. 99).

ТАБЛИЦА 99

*Влияние различия в уровне рождаемости в разные периоды на высоту коэффициента общей смертности*

Возраст	Первый период			Второй период		
	численность населения	смертность в ‰	число умерших	численность населения	смертность в ‰	число умерших
До 1 года	1 500	30,0	45	7 000	26,0	182
Старше 1 года	98 500	8,0	780	93 000	7,0	651
Всего	100 000	8,25	825	100 000	8,33	833

Как видно из этого схематического примера, в населенном пункте повысилась рождаемость, что связано со значительным увеличением в составе населения доли детей в возрасте до 1 года, и понизилась (примерно на 13%) смертность как детей в возрасте до 1 года, так и в старших возрастных группах. Между тем общий коэффициент смертности во втором периоде повысился: 8,33% против 8,25% в первом периоде.

Следовательно, при росте рождаемости общие коэффициенты смертности могут исказить представление об ее подлинных размерах в сторону преуменьшения. В последнем легко убедиться, поменяв местами в предыдущем примере числа первого и второго периодов. Следовательно, если уровень рождаемости меняется (растет или падает), общий коэффициент смертности не может быть пригодным для оценки санитарного состояния населения, так как в этих случаях он дает превратное представление о подлинных размерах смертности.

Рассмотренные схемы влияния рождаемости на общий коэффициент смертности еще раз подтверждают необходимость самостоятельного сравнения коэффициента смертности до 1 года и старше.

Эти показатели могут быть получены без точных сведений о возрастном составе населения на основе данных регистрации рождений и смертей. Приближенное вычисление коэффициента смертности населения в возрасте старше 1 года производится по следующей формуле:

$$\text{Коэффициент смертности в возрасте старше 1 года} = \frac{\text{Число умерших в возрасте старше 1 года} \times 1000}{\text{Численность населения} - \text{число родившихся}}$$

Например, в районе с 70 000 населения родилось за год 2 800 детей, умерло 595 человек, в том числе 125 детей в возрасте до 1 года. Общий коэффициент смертности в этом районе будет:

$$\frac{595 \cdot 1000}{70\,000} = 8,5\text{‰}$$

а приближенный коэффициент смертности населения в возрасте старше одного года:

$$\frac{(595 - 125) \cdot 1000}{70\,000 - 2800} = 7,0\text{‰}$$

В тех случаях, когда имеются уже исчисленные коэффициенты рождаемости, общей и детской смертности, определение коэффициента смертности в возрасте старше 1 года можно произвести по формуле:

$M_1 = \frac{1000M - ND}{1000 - N}$ , где  $M_1$  обозначает коэффициент смертности в возрасте старше 1 года,  $M$  — коэффициент общей смертности,  $N$  — коэффициент рождаемости,  $D$  — коэффициент детской смертности. Три первых коэффициента вычисляются на 1000 населения, а коэффициент детской смертности — на 1000 родившихся.

Так, например, в СССР коэффициенты рождаемости равнялись: в 1950 г. — 26,7‰, в 1967 г. — 17,4‰, коэффициенты общей смертности в эти годы были соответственно равны 9,7‰ и 7,1‰, коэффи-

циенты детской смертности — 81‰ и 26‰. Следовательно, смертность в возрасте старше 1 года в СССР составляла:

$$\text{в 1950 г. } M_1 = \frac{1000 \cdot 9,7 - 26,7 \cdot 81}{1000 - 26,7} = 7,9‰;$$

$$\text{в 1967 г. } M_1 = \frac{1000 \times 7,6 - 26,0 \cdot 17,4}{1000 - 17,4} = 7,2‰.$$

**Смертность населения СССР.** Сокращение смертности и удлинение жизни населения СССР есть следствие подлинной заботы государства о здоровье народа.

Дореволюционная Россия по высоте уровня смертности занимала одно из первых мест: уровень смертности в ней составлял в 1913 г. 29,1‰. В России до революции почти не наблюдалось даже того снижения смертности, которое имело место в ряде других европейских стран. Развитие капитализма на фоне сохранения феодальной эксплуатации крестьянства способствовало закреплению высоких размеров смертности. Небольшое снижение ее стало намечаться только в конце XIX и в начале XX в., но было быстро оборвано первой мировой войной. Война, иностранная интервенция и вызванные ими разруха и голод резко увеличили смертность населения. Только с 1923 г. смертность в СССР стала быстро уменьшаться.

Уже в 1926 г. смертность в СССР снизилась до 20,3 на 1000 населения, а продолжительность жизни населения увеличилась по сравнению с 1907—1910 гг. на 10 лет для мужчин и на 12 лет для женщин. В 1940 г. смертность в СССР равнялась уже 18 на 1000 населения, в 1950 г. — 9,7, в 1968 г. — 7,7, а в 1970 — 8,2.

За 1913—1940 гг., куда входят и годы первой мировой и гражданской войн, смертность в СССР снизилась на 40%. За предыдущие двадцать семь лет (1886—1913) снижение ее составляло только 9%. Превосходство СССР перед капиталистическими странами в темпах снижения смертности видно из того, что для снижения смертности в тех же размерах, каких достиг СССР за короткий период, Франции понадобилось свыше 100 лет, Швеции — около 75 лет, Англии — 60 лет.

Снижение смертности в СССР наблюдалось во всех возрастных группах населения (табл. 100).

Элиминирование путем применения стандартизованных коэффициентов смертности влияния различий в возрастном составе населения СССР показывает еще более значительное снижение смертности населения СССР, чем это видно из сопоставления обычных коэффициентов. Если размеры смертности в 1896—1897 гг. принять за 100, то в последующие годы в обычных коэффициентах она будет равна: в 1926 г. — 62,7; в 1938—1939 гг. — 53,4; в 1966—1967 гг. — 23,1; в 1970—1971 гг. — 25,3; а в стандартизованных в 1926 г. — 63,4; в 1938—1939 гг. — 60,0, в 1966—1967 гг. — 19,1, а в 1970—1971 гг. — 18,4. Наиболее быстрое снижение смертности отмечается в СССР в возрасте до 30—40 лет. Дети и подростки, родившиеся и выросшие уже после революции, с самого момента своего рождения подвергались оздоравливающему влиянию условий социалистического общества, и размеры их смертности снизились наиболее быстро; у старшего поко-

ления, прожившего часть своей жизни в условиях капиталистической эксплуатации, оставившей следы на его здоровье, несмотря на последующие благоприятные условия, смертность снижалась медленнее.

Т А Б Л И Ц А 100

*Коэффициенты смертности населения СССР по возрастным группам  
(на 1000 чел. населения соответствующего возраста)*

Возраст (в годах)	1896—1897 гг.	1926 г.	1938—1939 гг.	1966—1967 гг.	1970—1971 гг.	
0—4	133,0	78,9	75,5	6,9	6,7	
5—9	12,9	7,3	5,5	0,8	0,7	
10—14	5,4	3,1	2,6	0,6	0,5	
15—19	5,8	3,7	3,4	1,0	1,0	
20—24	7,6	5,5	4,4	1,5	1,6	
25—29	8,2	6,1	4,7	2,0	2,2	
30—34	8,7	6,3	5,4	2,6	2,8	
35—39	10,3	7,5	6,8	3,4	3,8	
40—44	11,8	9,0	8,1	4,1	4,7	
45—49	15,7	10,9	10,2	5,3	6,0	
50—54	18,5	14,0	13,8	7,9	8,7	
55—59	29,5	18,1	17,0	11,3	11,8	
60—64	34,5	24,7	24,4	17,4	17,9	
65—69	61,6	36,5	35,0	25,9	26,9	
70 и старше	89,0	79,5	78,6	66,1	74,9	
Коэффициенты	обычные	32,4	20,3	17,3	7,5	8,2
	стандартизованные *	32,0	20,3	19,2	6,1	5,9

\* За стандарт принят возрастной состав населения СССР в 1926 г.

Более быстрыми темпами снизилась в СССР смертность женщин по сравнению со смертностью мужчин. Октябрьская революция избавила трудящуюся женщину не только от классовой эксплуатации, но и раскрепостила ее от бытового угнетения. В результате оздоравливающее влияние революции с особой силой сказалось на женской части населения нашей страны.

Особенно значительно снизилась смертность в национальных республиках, являвшихся в прошлом колониями царской России. Конечные результаты всего этого видны из табл. 101.

Т А Б Л И Ц А 101

*Смертность на 1000 населения в некоторых странах*

Страна	1913 г.	1927 г.	1955 г.	1967 г.	1970 г.
США	13,8	11,3	9,3	9,4	9,4
Англия	14,3	12,3	11,7	11,2	11,7
Франция	17,7	16,6	12,1	10,9	10,6
СССР	30,2	20,3 (1926 г.)	8,2	7,6	8,2

Так как возрастной состав населения СССР и наиболее развитых экономических капиталистических стран неодинаков (в СССР в связи с более высокой рождаемостью в населении выше доля лиц молодого возраста), приведенные в табл. 101 числа могут показаться недостаточно убедительными. Однако элиминирование различий возрастного состава приведенных в этой таблице стран путем стандартизации показателей смертности (за стандарт принят возрастной состав населения СССР по переписи 1959 г.) подтверждает сделанные ранее выводы (табл. 102). Стандартизованные коэффициенты смертности остаются в СССР более низкими, чем в остальных приведенных в таблице странах.

ТАБЛИЦА 102

*Коэффициенты смертности (общие и стандартизованные)  
в СССР и в наиболее развитых экономически  
капиталистических странах*

Страна	Год	Показатели смертности на 1000 населения		Соответствующие показатели для СССР приняты за 100	
		общие	стандартизованные	общие	стандартизованные
СССР	1958	7,2	7,2	100	100
Англия	1956	11,7	8,6	163	119
Франция	1956	12,5	8,6	174	119
ФРГ	1955	11,2	8,6	156	119
США	1958	9,5	7,9	132	110

**Причины смерти.** Соотношение причин смерти в различных странах неодинаково. Уровень технико-экономического развития, санитарно-коммунальное благоустройство, культурность населения, степень доступности и квалификации медицинской помощи, возрастной состав населения — все эти факторы влияют на структуру причин смерти.

В отсталых капиталистических странах значительное место среди причин смерти занимают острые инфекционные болезни, туберкулез, желудочно-кишечные заболевания, пневмонии, а также старческая дряхлость и точно не указанные причины. Под последними часто скрываются нераспознанные злокачественные опухоли.

В развитых капиталистических странах на первое место выдвигаются сердечно-сосудистые болезни, злокачественные опухоли и сосудистые поражения мозга (табл. 103).

Приведенные причины смерти составляют 70% и более всех причин смерти населения капиталистических стран. Одновременно материалы табл. 103 на примере ЮАР иллюстрируют различия в структуре умерших угнетающей (белые) и угнетенной (африканцы) части населения этой страны.

С ростом промышленного производства структура причин смерти населения развивающихся капиталистических стран начинает приближаться к таковой в развитых странах. В настоящее время структура

причин смерти населения развивающихся капиталистических стран сходна с той, какую имели ныне развитые капиталистические страны несколько десятилетий назад.

Т А Б Л И Ц А 103

Важнейшие причины смерти в некоторых странах  
(в процентах к общему числу умерших) \*

Причина смерти	Англия и Уэльс (1965)	Швеция (1965)	Гватемала (1964)	Чили (1963)	США (1965)	ЮАР (1962)	
						белые	африканцы
Острые инфекционные болезни	0,05	0,05	8,3	4,0	0,1	0,4	3,0
Туберкулез . . . . .	0,7	0,5	1,8	3,9	0,4	0,7	6,1
Злокачественные опухоли . . . . .	19,4	18,6	1,7	9,0	16,3	15,3	5,4
Сосудистые поражения мозга . . . . .	14,2	17,0	0,6	5,3	10,0	10,9	5,5
Сердечно-сосудистые болезни . . . . .	33,8	36,4	10,7	10,7	39,7	27,9	12,6
Травмы . . . . .	4,4	6,3	3,0	7,2	7,7	9,2	6,2
Старческая дряхлость и нераспознанные причины . . . . .	0,9	1,0	16,2	7,2	1,3	4,7	6,1
Прочие причины . . . . .	26,55	20,15	57,7	52,7	24,5	30,9	55,1
Всего . . . . .	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Смертность на 1000 населения	11,5	10,1	15,9	11,2	9,4	8,8	15,1

\* Demographic Yearbook, 1966, N. T., 1967.

Так, например, в 1900—1904 гг. в США среди причин смерти злокачественные опухоли составляли только 4,4%, кровоизлияния в мозг — 4,4%, болезни сердца и сосудов — 9%, а туберкулез — 11,8%, диарея и энтерит — 7%, детские инфекции, тифы и паратифы — 6,4%. За истекшие шестьдесят лет в США снизилась смертность от инфекционных болезней, желудочно-кишечных расстройств и туберкулеза и повысилась доля случаев смерти от сердечно-сосудистых заболеваний и злокачественных опухолей. Аналогичные процессы имели место в Англии, в Швеции и в других промышленно развитых капиталистических странах.

Одной из причин изменения структуры смертности является изменение возрастной структуры населения. Падение рождаемости уменьшило долю лиц молодого возраста в населении, а удлинение жизни привело к тому, что в населении увеличилось число лиц пожилого и старческого возрастов, среди причин смерти которых особенно значительную роль играют сердечно-сосудистые болезни и злокачественные опухоли.

Однако, как показывают повозрастные и стандартизованные коэффициенты, смертность от сердечно-сосудистых болезней увеличилась и непосредственно. Так, например, в Англии она составляла в 1921—1923 гг. в возрасте 45—54 лет — 157 человек, в возрасте 55—64 года — 253 человека на 100 000 населения, а в 1966 г. соответственно 178 и 459 человек.



Стандартизованные коэффициенты смертности от сердечно-сосудистых заболеваний составляли на 100 тыс. населения в США в 1900 г. — 167,3, в 1920 г. — 203,6, в 1940 г. — 292,7, в 1960 г. — 314,2, в том числе у населения в возрасте старше 35 лет соответственно 364,1, 465,0, 698,4 и 763,1. Более сложен вопрос о смертности от злокачественных новообразований. Стандартизованные коэффициенты смертности от рака увеличились незначительно и кое-где даже уменьшились.

Так, например, в Цюрихе (Швейцария), по данным Шинца, за первую половину XX столетия обычные коэффициенты смертности от рака на 100 тыс. населения возросли с 111 до 162, а стандартизованные снизились с 115 до 82.

В ФРГ (Segi) обычные коэффициенты смертности от рака составляли в 1950—1951 гг. (на 100 000) у мужчин — 171,4, у женщин — 171,5, в 1962—1963 гг. эти коэффициенты значительно возросли и составляли соответственно 229,5 и 209,7. Стандартизованные же коэффициенты за те же годы изменились относительно мало. Они возросли у мужчин с 137,1 до 168 и остались на одном уровне у женщин — 126,5 и 126,1. Такие же результаты дает сопоставление обычных и стандартизованных коэффициентов и в других странах.

Следовательно, увеличение обычных коэффициентов смертности отражает не подлинный рост смертности от рака, а вызвано в основном изменением возрастного состава населения, точнее увеличением в населении доли лиц пожилого возраста, более склонного к поражению раком.

Более новые данные Segi по 24 странам подтверждают сделанные выше выводы.

Увеличение смертности от рака в старческом возрасте совпадает со значительным уменьшением количества смертей от нераспознанных причин смерти и от так называемой «старческой дряхлости», под которыми часто скрывается нераспознанный рак. Оно свидетельствует не столько о росте смертности от рака в старческом возрасте, сколько об улучшении врачебной диагностики.

О том, что подлинная смертность от рака не увеличивается, а скорее снижается и что возрастание ее в старческом возрасте следует отнести в основном за счет улучшения методов распознавания раковых заболеваний, свидетельствует тот факт, что смертность от рака полости рта, губы, языка, челюсти, кожи, матки и др., т. е. таких локализаций, где распознавание рака не считалось трудным и несколько десятилетий тому назад, уменьшилась даже в старческом возрасте.

Наряду с уменьшением смертности от рака легко диагностируемых локализаций, имеет место увеличение смертности от рака внутренних органов. В основном это возрастание может быть объяснено улучшением методов распознавания рака (рентгенологические исследования, бронхоскопия, биопсия, методы цитологического исследования). Исключение в этом отношении составляет рак легких. Увеличение смертности от него имеет место почти во всех странах не только в старческом возрасте, но и в молодом и в средних возрастах, а размеры этого увеличения таковы, что вряд ли можно объяснить их только улучшением методов диагностики. Возрастание смертности от рака

легкого происходит с большей интенсивностью у мужчин, чем у женщин, тогда как улучшение диагностики должно было бы в равной степени сказаться и у мужчин и у женщин. Возрастание смертности от рака легких подтверждается не только данными регистрации причин смерти, но и патологоанатомическими материалами, на которые улучшение клинической диагностики не могло оказать своего влияния.

Таким образом, есть все основания полагать, что рост смертности от злокачественных опухолей в основном является следствием изменений в возрастном составе населения и улучшения врачебной диагностики. Подлинно увеличилась смертность от рака только некоторых локализаций и в первую очередь — от рака легких.

Основными причинами смерти населения в Советском Союзе являются сердечно-сосудистые болезни и злокачественные опухоли. Такая структура причин смерти — результат значительных успехов в борьбе против острых заразных болезней, туберкулеза, желудочно-кишечных заболеваний и пневмонии, составлявших ранее основные причины смерти населения нашей страны. Уровни смертности от важнейших сердечно-сосудистых заболеваний в СССР даны в табл. 104.

ТАБЛИЦА 104

Смертность населения СССР от сердечно-сосудистых заболеваний на 100 тыс. населения в 1967—1968 гг. \*

	Пол	Обычные показатели	Стандартизованные показатели**	в том числе в возрасте (в годах)					
				до 20	20—29	30—39	40—49	50—59	60 и старше
				Мужчины	291,4	399,7	4,0	17,6	57,5
Всего умерло от сердечно-сосудистых заболеваний									
в том числе:									
от кардиосклероза атеросклеротического . . . . .		111,6	157,3	0,0	0,7	6,0	27,5	118,3	1226,7
от гипертонической болезни		63,1	85,6	0,1	2,6	12,5	44,4	154,8	552,6
от сосудистых поражений центральной нервной системы . . . . .		50,5	71,1	0,4	1,5	4,2	11,8	51,8	550,9
от атеросклероза коронарных сосудов, грудной жабы и инфаркта миокарда . . . . .		33,5	44,0	0,1	2,0	13,0	40,8	100,5	240,8
от ревматизма . . . . .		13,4	15,3	2,8	8,8	16,6	22,7	30,3	44,1
Всего умерло от сердечно-сосудистых заболеваний	Женщины	384,7	312,1	3,7	13,3	28,8	73,0	233,5	2368,4
в том числе:									
от кардиосклероза атеросклеротического . . . . .		159,0	127,7	0,0	0,4	1,2	6,5	51,1	1051,5
от гипертонической болезни		87,3	70,9	0,1	1,1	5,0	22,9	88,4	510,9
от сосудистых поражений центральной нервной системы . . . . .		75,3	60,5	0,3	0,9	1,9	5,7	27,9	490,2
от атеросклероза коронарных сосудов, грудной жабы и инфаркта миокарда . . . . .		20,3	16,6	0,0	0,5	1,8	5,3	18,9	119,6
от ревматизма . . . . .		17,8	16,1	2,8	8,9	16,2	27,8	34,9	42,2

\* «Вестник статистики», 1970, № 6, стр. 91—93.

\*\* За стандарт принят возрастной состав населения СССР на 1/1 1968 г.

Возрастно-половые коэффициенты смертности от злокачественных новообразований  
в СССР и некоторых зарубежных странах в 1963 г. \*

Страна	Число умерших на 100 000 жителей соответствующего пола и возраста													
	мужчины							женщины						
	до 30 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60—69 лет	70 лет и старше	Всего	до 30 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60—69 лет	70 лет и старше	Всего
СССР . . . . .	8,5	35,2	126,8	413,6	868,5	1081,1	124,5	7,0	35,9	114,7	248,2	440,0	600,4	114,5
Канада . . . . .	9,5	24,6	74,1	260,2	644,5	1416,8	138,2	8,3	35,7	112,3	247,8	461,6	933,1	121,4
США (белые) . . . . .	9,6	26,9	84,1	275,4	654,6	1236,8	162,6	7,4	34,3	105,3	233,3	413,0	792,1	134,4
США (не белые)	7,2	36,7	137,3	393,6	829,9	1096,2	138,9	7,2	54,6	153,1	313,5	528,7	597,4	106,1
Япония . . . . .	7,8	26,8	92,9	293,5	711,6	1145,3	117,6	6,9	36,6	103,2	222,5	417,2	674,2	93,7
Австралия . . . . .	9,4	26,8	80,6	240,9	646,4	1352,7	144,7	7,9	36,8	106,7	215,4	382,8	839,6	125,8
Новая Зеландия	13,5	37,8	76,1	237,1	681,1	1592,6	160,0	7,6	41,1	110,9	250,6	460,1	894,5	135,0
Австрия . . . . .	9,7	27,7	83,3	338,2	987,3	1889,9	277,9	8,2	46,6	119,6	263,6	546,6	1185,4	237,6
Англия и Уэльс	10,0	28,9	98,6	364,1	901,2	1628,0	241,7	7,4	36,6	120,6	261,9	469,9	912,7	195,2
Бельгия . . . . .	9,9	31,4	91,9	354,8	874,5	1708,5	259,3	7,2	35,0	110,7	256,0	492,8	1155,8	213,2
Голландия . . . . .	10,2	28,9	77,8	324,7	803,8	1661,6	200,0	7,6	37,3	109,6	240,9	466,8	1119,0	156,2
Дания . . . . .	12,2	29,1	90,7	303,4	739,7	1675,3	227,5	10,2	53,8	137,4	288,3	565,4	1270,8	215,5
Италия . . . . .	10,6	30,5	93,2	309,7	722,3	1194,0	172,2	9,1	33,3	100,6	214,6	420,4	811,8	140,2
Норвегия . . . . .	9,6	22,9	61,6	241,3	545,4	1390,8	182,9	8,4	31,8	92,8	207,2	396,9	926,8	161,1
Финляндия . . . . .	9,4	24,3	100,4	379,7	976,3	1672,2	177,4	7,6	33,3	99,0	217,9	447,8	977,4	138,0
Франция . . . . .	8,2	24,6	87,7	351,1	860,7	1685,7	226,4	6,6	28,6	90,8	216,9	422,3	1004,6	183,6
ФРГ . . . . .	10,3	26,3	81,5	302,3	832,6	1703,7	231,4	7,9	38,2	120,5	259,2	520,1	1141,9	212,5
Швейцария . . . . .	8,7	25,7	82,0	298,9	778,4	999,2	200,1	7,7	23,7	98,6	229,6	439,4	974,0	163,6
Швеция . . . . .	9,2	24,3	61,6	195,2	573,6	1476,0	199,5	7,6	30,5	99,1	236,0	453,2	960,9	182,6

\* В этой таблице сведения взяты из сборника M. Segi „Cancer mortality for selected sites in 24 countries” (Japan, 1966)

В приводимой табл. 105 сопоставлены возрастно-половые коэффициенты смертности от злокачественных новообразований населения СССР и ряда зарубежных стран.

Общие коэффициенты смертности от злокачественных новообразований мужского и женского населения в СССР ниже, чем таковые в других странах, кроме Японии (для женского населения еще и кроме небелого населения США). Однако это положение является результатом своеобразия возрастного состава населения СССР, где относительно велика доля лиц молодого возраста, реже поражаемых злокачественными опухолями.

Стандартизованные коэффициенты смертности населения СССР от злокачественных новообразований у мужчин (161,4 на 100 000 населения) в 1963 г. были ниже, чем в Англии и Уэльсе (177,6), Бельгии (178,9), Голландии (170,2), Дании (167,4), Финляндии (181,6), Франции (173,6), ФРГ (167,9) и Швейцарии (162,8) и выше, чем в остальных перечисленных в табл. 103 странах. Соответствующие показатели смертности женщин в СССР (97,6) были выше, чем в Японии (95,5) и ниже, чем во всех остальных странах.

Естественно, возникает вопрос, увеличивается ли в СССР смертность от злокачественных новообразований? Некоторые данные по этому вопросу могут быть извлечены из материалов табл. 106. Как видно из приведенных в ней данных, смертность от злокачественных опухолей городского населения СССР составляла в обычных показателях в 1940 г. у мужчин 79,6 на 100 000 населения, а в 1960 г. 124,6 (увеличение на 56,5%), у женщин — 79,7 в 1940 г. и 119,6 в 1960 г. (увеличение на 50,0%).

Соответствующие стандартизованные показатели смертности мужчин составляли в 1940 г. 138,6, а в 1960 г. — 178,8 (рост только на 29,0%), у женщин соответственно — 101,3 и 108,9 (рост только на 7,5%).

Из приведенных в той же таблице возрастно-половых коэффициентов смертности от злокачественных опухолей видно, что в СССР у мужчин в возрасте до 40 лет смертность от этих заболеваний была в 1960 г. ниже, а в возрасте 40—59 лет незначительно выше, чем в 1940 г., у женщин во всех возрастных группах до 60 лет смертность от злокачественных опухолей была ниже, чем в 1940 г. Следовательно, почти все увеличение смертности от злокачественных опухолей приходится главным образом на население в возрасте старше 60 лет.

Проанализируем динамику коэффициентов смертности от злокачественных опухолей органов пищеварения, дыхания и женских половых органов (табл. 106). Смертность от злокачественных опухолей органов пищеварения возросла у мужчин с 59,2 на 100 000 населения до 76,9 (увеличение на 30%), а в стандартизованных — с 105,6 до 111,2; у женщин соответствующие обычные коэффициенты — 49,2 и 71,7 (увеличение на 45,7%), а стандартизованные — 64,6 и 65,4 (увеличение только на 1,2%).

Смертность от злокачественных новообразований женских половых органов равнялась в 1940 г. в обычных коэффициентах 15,3 на 100 000 женщин, а в 1960 г. — 21,8 (увеличение на 42,5%), а в стан-

Динамика возрастнo-половых коэффициентов смертности от злокачественных новообразований городского населения СССР\*

		Число умерших от злокачественных новообразований на 100 000 населения соответствующего пола													
		в возрасте						всего		в возрасте					
		до 30 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60 лет и старше	обычные показатели	стандартные показатели**	до 30 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60 лет и старше	обычные показатели	стандартные показатели**
		Мужчины						Женщины							
Все злокачественные новообразования		5,0	30,8	126,0	391,5	870,9	79,6	138,6	4,5	34,9	129,1	277,6	579,1	79,7	101,3
1940 г.		3,9	29,0	140,9	438,8	1244,9	124,5	178,8	4,0	33,4	121,7	264,6	685,6	119,6	108,9
1960 г.		9,7	38,7	121,4	454,5	1054,1***	141,1	202,9	8,4	36,0	107,0	274,8	540,8***	133,4	116,3
1966 г.		В том числе:													
органов пищеварения		1,7	20,9	90,9	296,2	687,2	59,2	105,6	1,4	14,7	59,2	164,1	427,8	49,2	64,6
1940 г.		1,2	17,9	89,8	259,1	793,9	76,9	111,2	1,1	13,6	48,6	141,9	475,6	71,7	65,4
1960 г.		1,4	18,9	63,2	238,5	566,5***	74,7	109,9	1,4	12,9	37,0	125,5	323,6***	71,7	62,3
1966 г.		органов дыхания													
1940 г.		0,6	3,6	17,9	53,5	80,5	9,2	15,1	0,4	2,0	5,8	12,2	20,3	3,4	4,1
1960 г.		0,3	5,3	37,0	139,5	302,2	32,4	46,1	0,2	2,0	7,1	20,2	52,7	8,7	8,0
1966 г.		0,4	7,0	33,2	144,8	334,5***	38,4	54,4	0,2	1,8	6,1	18,9	41,7***	9,1	7,8
женских половых органов		—	—	—	—	—	—	—	0,7	10,8	20,9	64,8	64,9	15,3	18,5
1940 г.		—	—	—	—	—	—	—	0,4	9,4	43,1	62,1	80,8	21,8	19,6
1960 г.		—	—	—	—	—	—	—	0,8	12,1	47,7	95,7	110,7***	33,0	28,8
1966 г.															

\* «Заболеваемость и смертность населения СССР от злокачественных новообразований», Л., 1962, с. 54, М., 1970, с. 48.

\*\* За стандарт принято распределение по возрастам населения СССР обоего пола по переписи 1959 г.

\*\*\* Возраст 60—69 лет.

дартизованных — соответственно 18,5 и 19,6 (увеличение только на 5,9%).

Таким образом, подлинное увеличение смертности от этих наиболее частых локализаций злокачественных опухолей незначительно и, как видно из сопоставления возрастно-половых коэффициентов, целиком относится к населению в возрасте старше 60 лет. Это увеличение, как было уже указано, в известной степени может быть отнесено за счет улучшения врачебной диагностики, так как общеизвестен факт резкого уменьшения за эти годы смертности от неуточненных причин и старческой дряхлости, под которым часто скрывается нераспознанный рак.

ТАБЛИЦА 107

Смертность населения СССР от злокачественных новообразований по полу и возрасту в 1967—1968 гг.  
(на 100 тыс. населения соответствующего пола и возраста) \*

Причины смерти	Пол	Всего	Возраст в годах					
			до 20	20—29	30—39	40—49	50—59	60 лет и старше
Все злокачественные новообразования	Мужчины	134,6	8,2	13,1	37,6	124,0	432,2	969,3
в том числе: злокачественные новообразования								
пищевода		8,2	0,0	0,1	1,1	4,9	21,6	73,6
желудка		46,7	0,1	1,8	12,4	44,6	152,6	352,6
прямой кишки		2,0	0,0	0,4	0,9	2,0	7,5	20,4
гортани, бронхов, трахеи и легких		34,6	0,2	0,9	6,2	32,2	135,1	248,5
мочевых органов		5,6	0,4	0,2	0,8	3,6	15,3	47,1
кровотворных органов и лимфатических тканей		8,2	4,8	4,5	5,2	8,3	18,5	29,8
Все злокачественные новообразования	Женщины	118,7	6,3	11,7	34,7	104,9	250,8	483,7
в том числе: злокачественные новообразования								
пищевода		5,7	0,0	0,1	0,6	2,3	8,4	30,2
желудка		39,0	0,1	1,7	8,2	24,2	73,2	184,7
прямой кишки		3,7	0,0	0,4	1,1	2,8	7,0	16,6
гортани, бронхов, трахеи и легких		7,6	0,1	0,5	1,6	5,4	15,9	33,5
молочной железы		8,0	0,0	0,5	4,4	14,5	21,4	22,3
половых органов		22,1	0,3	1,5	7,2	30,7	66,3	68,1
мочевых органов		2,3	0,3	0,1	0,4	1,4	3,9	10,4
кровотворных органов и лимфатической ткани		6,4	3,3	3,3	3,9	6,0	11,2	16,0

\* «Вестник статистики», 1970, № 6, с. 94—95.

Легко рассчитать из данных табл. 106, что смертность от злокачественных опухолей прочих органов (кроме органов пищеварения, дыхания и женских половых) выросла с 1940 г. по 1960 г. в обычных коэффициентах у мужчин с 11,2 до 15,3 на 100 000 населения (увеличение на 36,6%), у женщин — с 11,8 до 17,4 (увеличение на 47,4%), в стандартизованных коэффициентах возросла у мужчин с 17,9 до 21,5 (увеличение на 20,1%), а у женщин — с 14,1 до 15,9 (увеличение всего на 12,8%). В то же время смертность от злокачественных новообразований органов дыхания увеличилась за 1940—1960 гг. у мужчин с 9,2 до 32,4 на 100 000 населения (т. е. в 3,5 раза), а у женщин с 3,4 до 8,7 (т. е. в 2,5 раза). Стандартизованные коэффициенты смертности от злокачественных опухолей органов дыхания увеличились у мужчин с 15,1 до 46,1 (увеличение в 3 раза), а у женщин — с 4,1 до 8,0 (увеличение почти в два раза), причем увеличение смертности от этой причины имело место во всех возрастных группах населения старше 30 лет у мужчин и старше 40 лет — у женщин.

Таким образом, истинный рост смертности от злокачественных опухолей в СССР (независящий от изменений возрастного состава населения и улучшения диагностики причин смерти) определяется в основном учащением заболеваемости и смертности от злокачественных опухолей органов дыхания. Сделанные выводы совпадают с материалами мировой онкологической статистики, утверждающей повсеместный рост смертности от рака легких, особенно у мужчин.

Современные данные о смертности населения СССР от злокачественных новообразований, подтверждающие изложенные выше закономерности, приведены в табл. 107.

## Глава XVIII

### ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ И СРЕДНЕЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ

**Важнейшие показатели таблицы смертности.** Наиболее совершенным методом статистического изучения смертности является составление так называемых таблиц смертности и средней продолжительности жизни. Показатели этих таблиц наиболее точно воспроизводят соотношение силы смертности в различных возрастах человеческой жизни. Получаемые из таблиц смертности показатели средней продолжительности предстоящей жизни — одни из лучших для характеристики изменений в здоровье населения.

Таблицы смертности (иначе таблицы доживаемости) показывают порядок последовательного вымирания совокупности лиц, одновременно родившихся. Понятно, что чем меньше смертность, тем медленнее будет этот процесс и тем, следовательно, будут больше числа доживающих до каждого возраста, а вместе с ними и средняя продолжительность предстоящей жизни.

Кроме числа доживающих до определенного возраста и показателей средней продолжительности жизни, предстоящей для каждой воз-

растной группы, таблицы смертности включают показатели вероятности умереть в данном возрасте и вероятности дожить до следующего возраста, вероятную продолжительность предстоящей жизни, численность стационарного населения.

Для иллюстрации приводим в сокращенном виде составленную ЦСУ СССР «Таблицу смертности и средней продолжительности жизни населения СССР в 1958—1959 гг.» (табл. 108).

ТАБЛИЦА 108

Выдержка из полной таблицы смертности населения СССР в 1958—1959 гг.

Возраст $x$	$l_x$	$d_x$	$q_x$	$p_x$	$L_x$	$e_x^o$
0	100 000	4060	0,04060	0,95940	97 272	68,59
1	95 940	806	0,00840	0,99160	95 390	70,48
2	95 134	354	0,00372	0,99628	94 887	70,08
3	94 780	212	0,00224	0,99776	94 638	69,34
4	94 568	152	0,00161	0,99839	94 469	68,49
5	94 416	124	0,00131	0,99869	94 353	67,60
10	93 885	79	0,00084	0,99916	93 845	62,67
20	92 917	150	0,00161	0,99839	92 843	53,57
30	91 090	219	0,00240	0,99760	90 981	44,53
40	88 565	319	0,00360	0,99640	88 406	35,65
50	84 502	573	0,00678	0,99322	84 212	27,11
60	76 693	1099	0,01433	0,98567	76 149	19,30
70	61 762	2069	0,03350	0,96650	60 738	12,63
80	36 481	2937	0,08051	0,91949	35 013	7,70
90	10 941	1677	0,15326	0,84674	10 086	4,94
100	1 355	314	0,23200	0,76800	1 192	3,40

Таблицы, опубликованные ЦСУ СССР, дают сведения о каждом отдельном годе жизни до 100 лет.

В колонке  $x$  проставлен возраст в годах. Во второй колонке, условно обозначенной  $l_x$ , указано число лиц, доживающих до определенного возраста из 100 000 одновременно родившихся. Так, например, до возраста 1 год доживало, как это видно из  $l_x$  колонки, 95 940 человек. Следовательно, в возрасте 0—1 год умирало  $100\ 000 - 95\ 940 = 4060$ . До возраста 2 года доживало 95 134, а умирало в возрасте 1—2 года  $95\ 940 - 95\ 134 = 806$  и т. д. Числа умерших в возрасте от  $l_x$  до  $l_{x+1}$  представлены в третьей колонке, условно обозначенной  $d_x$ . В следующих колонках  $q_x$  и  $p_x$  даны показатели вероятности умереть в возрасте  $x$  и вероятности дожить до следующего возраста. Отличие  $q_x$  от обычного коэффициента смертности  $m_x$  заключается в том, что  $q_x$  — вероятность умереть в данном возрасте — равняется отношению числа умерших в этом возрасте к численности доживших до начала данного возрастного интервала, а  $m_x$  — отношению умерших в данном воз-



расте к средней численности населения, живущего в данном возрасте. Следовательно:

$$q_x = d_x : l_x$$

Для первого года жизни:  $q_0 = \frac{4060}{100\,000} = 0,04060$

Для следующего года:  $q_1 = \frac{806}{95\,940} = 0,00840$  и т. д.

Так как все, кто не умер в данном возрасте, доживали до следующего возраста, вероятность  $p_x$  является дополнением  $q_x$  до единицы, т. е.  $p_x = 1 - q_x$ .

Отсюда:

$$p_0 = 1 - 0,04060 = 0,95940$$

$$p_1 = 1 - 0,00840 = 0,99160 \text{ и т. д.}$$

Числа живущих в возрасте  $x$  ( $L_x$ ) представляют собой среднее доживающих до середины данного возраста и полученные для всей таблицы определяют так называемое стационарное население.

Вычисляется  $L_x$  по формуле:

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} + \frac{d_{x+1} - d_{x-1}}{24}$$

Для стационарного населения характерен неизменный порядок вымирания, т. е. из числа родившихся до данного возраста доживает одинаковый процент.

Числа средней продолжительности предстоящей жизни, обозначаемые  $e_x^0$ , говорят о том, сколько лет в среднем проживут еще лица, достигшие данного возраста. Так,  $e_x^0 = 68,59$  обозначает, что лица, родившиеся в СССР в 1958—1959 гг., в среднем имели шансы прожить до 68,59 года, а  $e_1^0 = 70,48$  обозначает, что дожившие до 1 года имели шансы прожить в среднем еще 70,48 лет;  $e_{30}^0 = 44,53$  обозначает, что дожившие до 30 лет могли прожить в среднем еще по 44,53 года, т. е. в общей сложности прожить в среднем 74,53 года;  $e_{50}^0 = 27,11$  обозначает, что дожившие до 50 лет могли в среднем прожить еще 27,11 лет и дожить до 77,11 лет и т. д.

Показатели таблиц смертности находят разнообразное практическое применение при всякого рода перспективных расчетах численности определенных контингентов (школьников, призывников в армию и т. п.). Кроме того, динамика этих показателей характеризует изменения в санитарном состоянии населения.

Сопоставляя данные средней продолжительности жизни для некоторых возрастов у мужчин и женщин (табл. 109) за 1896—1897, 1926—1927 и 1958—1959 гг., можно увидеть, на сколько лет удлинилась жизнь населения СССР по сравнению с предыдущими периодами. К 1968—1969 гг. средняя продолжительность жизни населения СССР достигла уже 70 лет, в том числе у мужчин 66 лет, у женщин 74 года.

Особенно благоприятны показатели увеличения средней продолжительности жизни у женщин, которым Великая Октябрьская социалистическая революция дала равные права с мужчиной на труд, на отдых и на образование. При среднем увеличении по сравнению

с 1896—1897 гг. средней продолжительности жизни в 1926—1927 гг. на 38%, а в 1965—1966 гг. на 119% у женщин размеры увеличения средней продолжительности жизни составляют соответственно 42 и 120%, а у мужчин — 35 и 108%.

ТАБЛИЦА 109

*Средняя продолжительность предстоящей жизни ( $e_x^\circ$ ) в Европейской части России в 1896—1897 гг. и Европейской части СССР в 1926—1927 гг. и в СССР в 1958—1959 гг.*

Возраст (в годах)	Мужчины			Женщины		
	1896—97 гг.	1926—27 гг.	1958—59 гг.	1896—97 гг.	1926—27 гг.	1958—59 гг.
0	31,32	41,93	64,42	33,41	46,79	71,68
1	43,41	51,40	66,39	43,89	55,46	73,40
5	50,43	54,72	63,46	50,48	58,79	70,55
10	48,67	51,65	58,95	48,65	55,72	65,87
15	44,95	47,34	54,13	44,95	51,45	61,09
20	41,13	40,24	49,53	41,22	47,36	56,37
25	37,53	39,46	45,09	37,65	43,54	51,71
30	33,88	35,65	40,71	34,12	39,75	47,07
40	26,64	28,02	32,16	27,10	32,12	37,89
50	19,98	20,99	24,05	20,22	24,41	28,99
60	14,15	14,85	17,02	14,15	17,07	20,64
70	9,72	9,65	11,28	9,86	10,96	13,35

Аналогичные сопоставления величин  $q_x$  покажут, на сколько уменьшилась вероятность смерти в соответствующем возрасте для населения СССР, а сопоставления чисел  $l_x$  — на сколько в результате уменьшения смертности и удлинения жизни увеличилось число доживающих до соответствующего возраста (табл. 110)

ТАБЛИЦА 110

*Числа доживающих ( $l_x$ ) до определенного возраста*

Возраст (в годах)	Мужчины			Женщины		
	1896— 1897 гг.	1926— 1927 гг.	1965— 1966 гг.	1896— 1897 гг.	1926— 1927 гг.	1965— 1968 гг.
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
5	55 609	69 714	96 036	59 342	72 917	96 663
10	52 129	67 257	95 581	55 702	70 524	96 345
15	50 727	66 328	95 242	54 182	69 569	96 128
20	49 347	65 008	94 606	52 607	68 293	95 830
25	47 629	63 118	93 590	50 724	66 535	95 376
30	45 851	61 160	92 215	48 688	64 632	94 857
40	41 826	56 737	88 328	44 147	60 500	93 313
50	36 174	50 151	85 526	38 653	55 763	90 528
60	28 183	40 297	71 323	30 531	48 922	84 838
70	17 347	26 841	51 741	18 621	36 635	72 222

**Средняя продолжительность предстоящей жизни.** Одним из наиболее важных показателей таблиц смертности являются показатели

средней продолжительности предстоящей жизни. Увеличение длительности жизни населения предусмотрено в числе основных задач в области здравоохранения в Программе партии, принятой XXII съездом и в решениях XXIV съезда КПСС. Следовательно, изменение показателей средней продолжительности жизни говорит о степени выполнения этой задачи и является одним из основных санитарно-статистических показателей.

Средняя продолжительность жизни — это число лет, которые в среднем предстоит прожить данному поколению родившихся или числу сверстников определенного возраста, если предположить, что на всем протяжении их жизни смертность в каждой возрастной группе будет такой, какой она была в том году, для которого производилось исчисление. Такой порядок определения средней продолжительности жизни принят в международной статистической практике и при страховании жизни. Поэтому для разных стран показатели средней продолжительности жизни являются вполне сопоставимыми.

Продолжительность жизни средняя временная — среднее число лет жизни, приходящееся на одного новорожденного в течение определенного периода времени после рождения, например 0—5 лет, 0—10 лет, 0—20 лет и т. п.

Продолжительность жизни средняя временная отсроченная — среднее число лет жизни, приходящееся на одного новорожденного в течение определенного периода времени после достижения им того или иного возраста, например в период 5—15 лет, 20—45 лет и т. п.

Оба эти показателя существенно дополняют характеристику динамических процессов в области снижения смертности и изменения средней продолжительности жизни населения. Так, например, в 1896—1897 гг. средняя временная продолжительность жизни детей в возрасте 0—4 года составляла в Европейской России всего 3,07 года, в том числе у мальчиков — 3,0 года, у девочек — 3,15 года, а в СССР в 1958—1959 гг. соответствующие числа равнялись: 4,30; 4,29 и 4,31 года, т. е. на 40, 43 и 37% были соответственно выше, чем в 1896—1897 гг.<sup>1</sup>

Средняя временная отсроченная продолжительность жизни хорошо показывает экономическое значение снижения смертности в рабочих возрастах. Так, например, для 100 тыс. родившихся мужчин в 1896—1897 гг. в Европейской России средняя длительность жизни в возрасте 20—60 лет составляла всего 12,64 года, а у женщин — 18,23 года, а в СССР в 1958—1959 гг. соответствующие числа равнялись 33,67 и 35,62 года, т. е. 268 и 196% уровня 1896—1897 гг.<sup>2</sup> Аналогичные расчеты могут быть сделаны и для любых других возрастных групп.

<sup>1</sup> Расчеты сделаны для 1896—1897 гг. по числам, опубликованным в книге С. А. Новосельского «Смертность и продолжительность жизни в Европейской России». Пг., 1916, с. 120, 125 и 130, а для 1958—1959 гг. по числам в книге «Итоги всесоюзной переписи населения 1959 г. в СССР», М., 1962, с. 262, 264 и 266.

<sup>2</sup> Приближенные расчеты сделаны по числам таблицы 53, опубликованной в книге А. М. Меркова «Демографическая статистика». М., 1966, с. 132.

Продолжительность жизни в е р о я т н а я показывает число лет, по истечению которых из общего количества одновременно родившихся или из числа сверстников какого-либо возраста остается в живых половина (вторая половина умирает, не дожив до этого возраста).

Показатели средней продолжительности жизни населения основных экономически развитых стран и их изменение на протяжении последнего столетия представлены в табл. 111.

ТАБЛИЦА 111

*Средняя продолжительность предстоящей жизни (в годах)*

Возраст (в годах)	Англия				Франция				Германия		ФРГ	
	1838—1854		1963—1965		1877—1881		1965		1871—1881		1964—1965	
	м	ж	м	ж	м	ж	м	ж	м	ж	м	ж
0	39,3	41,9	68,3	74,4	40,8	43,4	67,8	75,0	35,6	38,5	67,6	73,5
1	49,7	50,3	68,9	74,7	—	—	68,2	75,2	46,5	48,1	68,5	74,1
10	47,1	47,7	60,3	66,1	48,3	49,9	59,6	66,5	46,5	48,2	60,0	65,5
20	39,5	40,3	50,6	56,3	40,4	42,3	50,0	56,7	38,5	40,2	50,5	65,7
30	32,8	33,8	41,1	46,5	33,8	35,5	40,7	49,1	31,4	33,1	41,2	46,0
40	26,1	27,3	31,8	37,0	26,9	28,6	31,6	37,6	24,5	26,3	32,0	36,5
50	19,5	20,8	22,8	27,9	20,0	21,4	23,1	28,6	18,0	19,3	23,2	27,4
60	13,5	14,3	15,1	19,4	13,6	14,6	15,8	20,1	12,4	12,7	15,5	18,9
70	8,5	9,0	9,4	12,1	8,3	8,8	9,9	12,5	7,3	7,7	9,7	11,1

Средняя продолжительность жизни населения США составляла в 1900—1902 гг. 47,9 лет у мужчин и 50,7 у женщин, а в 1966 г. соответственно 66,7 и 73,8, в том числе у белого населения 68 и 74 года.

Как видно из табл. 111, средняя продолжительность жизни у мужчин во всех странах меньше, чем у женщин. Показатели средней продолжительности жизни новорожденных меньше, чем у достигших 1-го года жизни из-за относительно высоких размеров смертности детей этого возраста. Увеличение средней продолжительности жизни за последние десятилетия достигнуто в основном за счет снижения детской смертности и за счет уменьшения смертности от туберкулеза, острых инфекционных болезней и некоторых других заболеваний, поражающих население преимущественно в молодом и среднем возрастах. В пожилых и старческом возрастах, где причиной смерти наиболее часто являются сердечно-сосудистые болезни и злокачественные опухоли, средняя продолжительность жизни в настоящее время по сравнению с предыдущими десятилетиями увеличилась незначительно, так как смертность от этих причин не уменьшается. В экономически отсталых капиталистических странах и в развивающихся странах средняя продолжительность жизни населения значительно меньше, чем в экономически развитых капиталистических странах (табл. 112).

В странах, где имеет место расовое угнетение, средняя продолжительность жизни угнетаемого населения значительно ниже, чем у остального. Кроме приведенных выше чисел средней продолжительности жизни белого и небелого населения США, можно указать также,

что в ЮАР средняя продолжительность жизни в 1950—1952 гг. равнялась у белых мужчин 65 годам, у африканских — 45,0, у женщин соответственно 70 лет и 48 года, а в Южной Родезии в 1961—1963 гг. средняя продолжительность жизни белого населения составляла у мужчин 73 года, у женщин 74 года, а у африканского соответственно 48 и 49 лет.

ТАБЛИЦА 112

*Продолжительность жизни в некоторых странах*

Страна	Годы	Мужчины	Женщины
Греция	1960—1964	67,5	70,7
Испания	1960	67,3	71,8
Португалия	1959—1961	60,7	66,4
Индия	1941—1960	41,9	40,6
Таиланд	1960	53,6	56,7
ОАР	1960	51,6	53,8
Гватемала	1963—1965	48,3	49,7
Мексика	1960	57	60

Из данных табл. 113 видно, что по мере социальных преобразований средние показатели продолжительности предстоящей жизни для всех возрастных групп населения СССР увеличивались. Это увеличение особенно значительно между 1926—1927 гг. и 1965—1966 гг., когда в СССР было завершено строительство социализма.

ТАБЛИЦА 113

*Средняя продолжительность предстоящей жизни населения СССР для лиц, достигших определенного возраста (в годах)*

Возраст (в годах)	1896—1897 гг.	1926—1927 гг.	1965—1966 гг.	1970—1971 гг.
0	32	44	70	70
5	50	57	68	67
10	49	54	63	62
20	41	45	54	53
30	34	38	45	44
40	27	30	36	35
50	20	23	27	26
60	14	16	19	19
70	10	10	13	12
80	7	6	8	7

Особенно ярко выражено увеличение средней продолжительности жизни в молодых возрастных группах населения. Так, по сравнению с 1896—1897 гг. средняя продолжительность жизни в 1926—1927 гг. увеличилась для достигших 5-летнего возраста на 5 лет у мужчин и на 9 лет у женщин, а у 50-летних соответственно на 1 год у мужчин,

на 4 года у женщин. В 1965—1966 гг. по сравнению с 1926—1927 гг. средняя продолжительность жизни увеличилась у 5-летних на 11 лет, а у 50-летних на 4,0 года.

При сопоставлении материалов СССР и США видно, что средняя продолжительность жизни для новорожденных у белого населения США в 1966 г. была несколько выше, чем в СССР (табл. 114).

Однако в последующих возрастных группах США утрачивают свое преимущество.

Начиная с лиц, достигших 5-летнего возраста, продолжительность жизни населения США становится меньшей, чем в СССР. Примерно такие же результаты дает и сопоставление по возрастных показателей

ТАБЛИЦА 114

Средняя продолжительность предстоящей жизни (в годах)

Возраст	СССР 1965—1966	США 1966	
		муж.	жен.
Новорожденные	70	67	74
5 лет	68	64	71
10 »	63	59	66
20 »	54	49	56
30 »	40	40	46
40 »	36	31	37
50 »	27	23	28
60 »	19	16	20
70 »	13	10	13
80 »	8	6	7

продолжительности жизни СССР и других наиболее экономически развитых капиталистических стран (Англия, Франция, ФРГ).

**Методы построения таблиц смертности.** Применять показатели таблиц смертности можно очень широко, в частности, они очень полезны для оценки санитарного состояния различных групп населения, а вычисление их настолько несложно, что ознакомиться с методами их составления целесообразно всем медицинским работникам, интересующимся вопросами народного здоровья.

**Прямой метод.** Для составления таблиц смертности прямым методом требовалось бы про-

следить за всеми, родившимися в данной стране и в данном году до конца их жизни, и отметить, кто из них и в каком возрасте умер. Тогда числа  $d_x$ , т. е. числа умерших в каждом возрасте, были бы получены путем непосредственного наблюдения. Вычитая число умерших в данном возрасте из числа доживших до этого возраста, можно было бы получить числа доживающих до следующего возраста, так как

$$l_x - d_x = l_{x+1}.$$

Вероятность умереть в данном возрасте, как уже известно, может быть определена из равенства:

$$q_x = d_x : l_x,$$

а вероятность дожить до следующего возраста — из равенства

$$p_x = 1 - q_x.$$

Однако, несмотря на кажущуюся простоту, такой метод составления таблиц смертности для практического применения не годен. Во-первых, непосредственное наблюдение за жизнью всех родившихся в данном

году должно было бы длиться свыше 100 лет, пока не умерли бы все родившиеся, взятые под наблюдение. Во-вторых, построенные по прямому методу таблицы смертности отражали бы совокупное влияние на здоровье населения различных перемен, происходивших на протяжении целого века. Такие таблицы были бы лишены практического значения, так как использование их основано на том, что таблицы отражают выразившиеся в повозрастных показателях смертности современные санитарные условия.

**К о с в е н н ы й м е т о д.** Составленные по косвенному методу таблицы отражают тот порядок вымирания поколения родившихся, который существовал бы, если бы на протяжении жизни всего поколения сохранялись те же санитарные условия жизни, как и в годы, к которым приурочено составление таблиц. Так, показатели опубликованных таблиц смертности населения СССР в 1958—1959 гг. надлежит понимать следующим образом: если бы условия жизни населения сохранялись такими, какими они были в 1958—1959 гг., то порядок доживания до определенного возраста, средняя продолжительность предстоящей жизни, вероятность смерти и пр. были бы такими, какие указаны в таблицах.

На самом деле условия жизни и здоровье населения меняются. Фактически таблицы смертности, вычисленные для гипотетического поколения, характеризуют условия жизни и здоровье только того места и только в те или в ближайšie к ним годы, для которых они вычислены. По мере изменения этих условий следует вычислять новые таблицы смертности. Сопоставление их данных с показателями предыдущих таблиц будет отражать сдвиги, происшедшие в состоянии здоровья, силе смертности, в размерах средней продолжительности предстоящей жизни населения.

Таблицы смертности, исчисленные косвенным образом, составляют обычно по данным переписей о численности возрастно-половых групп населения и материалам о возрастном распределении умерших за годы, примыкающие к году переписи. Сначала вычисляют без умножения на 1000 обычные повозрастные показатели смертности:

$$m_x = \frac{\text{число умерших в возрасте от } x \text{ до } x+1}{\text{численность населения в возрасте } x},$$

а затем определяют величины  $q_x$  и  $p_x$ :

$$q_x = 2m_x : (2 + m_x); \quad p_x = 1 - q_x.$$

За исходную совокупность родившихся  $l_0$  обычно принимают 100 000. Числа умерших ( $d_x$  таблиц смертности) получают из равенства  $d_x = l_x \cdot q_x$ . Путем последовательного вычитания получают числа  $l_{x+1}$  равные  $l_{x+1} = l_x - d_x$ .

Сведения о возрасте населения и возрасте умерших обычно недостаточно точны, так как их округляют в возрастах, оканчивающихся на 0 или на 5, и приходится прибегать к более или менее сложным методам исправления неточных данных. Можно избежать этой сложной работы, вычисляя так называемые «Краткие таблицы смертности», в которых все сведения дают не для годовых, а для пяти- или даже десятилетних возрастных интервалов.

Для практических целей здравоохранения краткие таблицы смертности вполне достаточны. Вычисление этих таблиц покажем на примере проведенного нами в свое время вычисления таблиц смертности женского населения Башкирской АССР по материалам переписи населения в 1939 г. и сведений об умерших в БАССР за 1938 и 1939 гг.

Повозрастные показатели смертности (в пятилетних интервалах) для возрастных групп старше 5 лет были получены следующим образом:

$$m_{x/x+4} = \frac{\text{Полусумма чисел умерших в 1938 и 1939 гг. в возрасте } x/x+4}{\text{Численность населения в возрасте } x/x+4 \text{ по переписи 1939 г.}}$$

Показатели:

$$q_{x/x+4} = \frac{10m_{x/x+4}}{2+5m_{x/x+4}},$$

$$p_{x/x+4} = 1 - q_{x/x+4}.$$

Так, например, повозрастные коэффициенты смертности (без умножения на 1000) в возрасте 5—9, 10—14, 15—19 лет были равны:

Возраст (в годах)	$m_{x/x+4}$
5—9	0,00719
10—14	0,00316
15—19	0,00410

Отсюда:

$$q_{5-9} = \frac{10 \cdot 0,00719}{2 + 5 \cdot 0,00719} = 0,03532;$$

$$p_{5-9} = 1 - 0,03532 = 0,96468;$$

$$q_{10-14} = \frac{10 \cdot 0,00316}{2 + 5 \cdot 0,00316} = 0,01568;$$

$$p_{10-14} = 1 - 0,01568 = 0,98432;$$

$$q_{15-19} = \frac{10 \cdot 0,00410}{2 + 5 \cdot 0,00410} = 0,02029;$$

$$p_{15-19} = 1 - 0,02029 = 0,97971.$$

Таким же образом получены  $q_{x/x+4}$  для всех остальных пятилетних возрастных интервалов.

Для возрастных групп 0, 1, 2, 3, 4 года  $q_x$  и  $p_x$  ( $x$  обозначает возраст) получены из непосредственных данных о числе умерших и родившихся по следующим формулам:



$$q_0 = \frac{\text{сумма чисел умерших в возрасте до 1 года в 1938 и 1939 гг.}}{\frac{1}{3} \text{ числа родившихся в 1937} + \text{число родившихся в 1938} + \frac{2}{3} \text{ числа родившихся в 1939 г.}}$$

$$p_0 = 1 - q_0;$$

$$q_1 = \frac{\text{сумма чисел умерших от 1 года до 1 года 364 дней в 1938 и 1939 гг.}}{(\frac{1}{2} \text{ числа родившихся в 1936} + \text{число родившихся в 1937 г.} + \frac{1}{2} \text{ числа родившихся в 1938 г.}) \times p_0}$$

$$p_1 = 1 - q_1;$$

$$q_2 = \frac{\text{сумма чисел умерших в возрасте от 2 лет до 2 лет 364 дней в 1938 и 1939 гг.}}{(\frac{1}{2} \text{ числа родившихся в 1935 г.} + \text{число родившихся в 1936} + \frac{1}{2} \text{ числа родившихся в 1937 г.}) \times p_0 \times p_1}$$

$$p_2 = 1 - q_2;$$

$$q_3 = \frac{\text{сумма чисел умерших в возрасте от 3 лет до 3 лет 364 дней в 1938 и 1939 гг.}}{(\frac{1}{2} \text{ числа родившихся в 1934 г.} + \text{число родившихся в 1935 г.} + \frac{1}{2} \text{ числа родившихся в 1936 г.}) \times p_0 \times p_1 \times p_2}$$

$$p_3 = 1 - q_3;$$

$$q_4 = \frac{\text{сумма чисел умерших в возрасте от 4 лет до 4 лет 364 дней в 1938 и 1939 гг.}}{(\frac{1}{2} \text{ числа родившихся в 1933 г.} + \text{число родившихся в 1934 г.} + \frac{1}{2} \text{ числа родившихся в 1935 г.}) \times p_0 \times p_1 \times p_2 \times p_3}$$

$$p_4 = 1 - q_4;$$

Вычисление совокупностей доживающих до соответствующего возраста ( $l_x$ ) и чисел умирающих в возрасте  $x$  ( $d_x$ ) произведено по формулам:

$$l_{x+1} = l_x \cdot p_x \quad \text{и} \quad d_x = l_x - l_{x+1}.$$

Проверка произведена по формуле:  $d_x = l_x \cdot q_x$ .

Таким образом были получены числа основных колонок таблиц смертности  $l_x$ ,  $d_x$ ,  $q_x$ ,  $p_x$  (табл. 115).

Для получения показателей средней продолжительности предстоящей жизни нужно сначала определить числа живущих в каждом возрастном интервале (так называемое стационарное население таблиц смертности), обозначаемые  $L_x$ . Числа эти получаются из равенства:

$$L_x = (l_x + l_{x+1}) : 2.$$

Так, например в табл. 115:

$$L_3 = (l_3 + l_4) : 2 = (76\,149 + 74\,910) : 2 = 75\,530.$$

Для пятилетних возрастных интервалов:

$$L_{x/x+4} = \frac{5(l_x + l_{x+1})}{2}.$$

Например, как легко видеть из табл. 115

$$L_{20-24} = \frac{5(l_{20-24} + l_{25-29})}{2} = \frac{5(68\,939 + 67\,176)}{2} = 340\,290.$$

Для возрастного интервала от 0 до 1 года, учитывая неравномерную детскую смертность на протяжении первого года жизни, принята формула:

$$L_0 = 0,35l_0 + 0,65l_1.$$

Среднюю продолжительность предстоящей жизни вычисляют путем суммирования всех чисел колонки  $L_x$  и деления суммы на соответствующие  $l_x$ . Суммы чисел колонки  $L_x$  для каждого возраста представлены в колонке  $T_x$ . В этой колонке  $T_0 = 4\ 857\ 003$  представляет число лет, прожитых всем поколением от рождения до полного вымирания. Разделив это число на исходное число таблиц смертности, т. е. на 100 000, получим 48,57; такова средняя длительность жизни, предстоящей новорожденной. Таким же образом  $T_4$ , равное в данной таблице 4 533 517, говорит о сумме лет, которую еще проживут все дожившие до 4-летнего возраста. Разделив это число на  $l_x$  (число доживающих до 4-летнего возраста, т. е. 74 910), получим  $4\ 533\ 517 : 74\ 910 = 60,52$ , т. е. среднюю длительность предстоящей жизни для этого возраста и т. д.

Следовательно,  $e_x^0 = \frac{T_x}{l_x}$ .

Для возрастной группы 95 лет и старше известный демограф академик М. В. Птуха рекомендовал брать  $e_{95}^0 = 3$  года, смотря по характеру вымирания. В настоящее время в связи со снижением смертности рациональнее, по-видимому, приравнять  $e_{95}^0 = 4$  года (для мужчин — 3,5 года, для женщин — 4,3 года).

В окончательном виде краткие таблицы смертности женского населения Башкирской АССР приведены в табл. 115.

ТАБЛИЦА 115

Таблица смертности и средней продолжительности жизни женщин Башкирской АССР в 1938—1939 гг.

Возраст в годах (x)	$l_x$	$d_x$	$q_x$	$p_x$	$l_x$	$T_x$	$e_x^0$
0	100 000	16 148	0,16148	0,83852	39 504	4 857 008	48,57
1	83 852	5 401	0,06441	0,93559	31 152	4 767 499	56,86
2	78 451	2 302	0,02934	0,97066	77 300	4 686 347	59,74
3	76 149	1 839	0,01627	0,98373	75 530	4 609 047	60,53
4	74 910	805	0,01074	0,98926	74 580	4 533 517	60,52
5—9	74 105	2 617	0,03532	0,96468	363 985	4 459 009	60,17
10—14	71 488	1 121	0,01568	0,98432	354 640	4 095 024	57,28
15—19	70 367	1 428	0,02029	0,97971	343 265	3 740 384	53,16
20—24	68 939	1 763	0,02557	0,97443	340 290	3 392 119	49,20
25—29	67 176	1 884	0,02805	0,97195	331 170	3 051 829	45,43
30—34	65 292	1 942	0,02975	0,97025	321 605	2 720 659	41,67
35—39	63 350	2 310	0,03647	0,96353	310 975	2 399 054	37,87
40—44	61 040	2 338	0,03830	0,96170	299 355	2 088 079	34,21
45—49	58 702	2 293	0,03907	0,96093	287 780	1 788 724	30,47
50—54	56 409	2 431	0,04310	0,95690	275 970	1 500 944	26,61
55—59	53 978	2 779	0,05149	0,94851	262 945	1 224 974	22,69
60 и старше	51 199	51 199	1,00000	0,00000	962 029	962 029	18,79

Зная среднюю продолжительность жизни, предстоящую лицам данного возраста, можно получить наиболее точный по возрастной показатель смертности — так называемый табличный коэффициент смертности, иначе — коэффициент смертности стационарного населения. Стационарным называется гипотетическое население с одинаковым числом (постоянная плотность) рождений и смертей и отсутствием миграции. Гипотеза стационарного населения нужна для того, чтобы в таблице смертности были условно исключены возможные изменения чисел родившихся и умерших и чтобы она отражала именно данную, свойственную определенному времени и месту закономерность вымирания населения. При этих условиях коэффициент смертности на 1000 стационарного населения равен  $1000 : e_x^0$ .

Так, по табл. 115 средняя продолжительность предстоящей жизни новорожденной девочки равнялась 48,57 лет, откуда табличный коэффициент смертности женского населения в данном районе в 1939 г. равнялся  $1000 : 48,57 = 20,59$ . Для возраста 20—24 года средняя продолжительность предстоящей жизни была 49,20 лет, следовательно, табличный коэффициент смертности для возраста 20—24 года был равен  $1000 : 49,20 = 20,33$  и т. д.

Табличные коэффициенты смертности более точно определяют действительные ее размеры, чем обычные интенсивные показатели смертности.

Так, например, средняя продолжительность жизни населения СССР в 1965—1966 гг. составляла: для новорожденных 70 лет, для достигших 5 летнего возраста — 68 лет, для достигших 20-летнего возраста — 54 года, и т. д. Следовательно, табличные коэффициенты смертности населения СССР в эти годы равнялись: для новорожденных  $1000 : 70 = 14,3$ ; для 5-летних  $1000 : 68 = 14,7$ ; для 20-летних  $1000 : 54 = 18,5$  и т. д. Размеры табличных коэффициентов смертности несколько выше обычных. Это различие зависит от своеобразия методики их вычисления и не должно привлекать к себе внимание. Сопоставлять табличные коэффициенты смертности с обычными не следует, но вполне допустимо сопоставление их с аналогичными коэффициентами различных стран или областей внутри страны. Преимуществом такого сопоставления является то, что на размеры этих коэффициентов не влияют различия возрастного состава населения и, следовательно, становится возможным сопоставление размеров смертности стран, имеющих различный возрастной состав населения, и выявление таких сдвигов в уровне смертности, которые зависят не от изме-

ТАБЛИЦА 116

Табличные по возрастные коэффициенты смертности населения СССР и США

Возраст (в годах)	СССР	США
	1958—1959 гг.	1958 г.
Новорожденные	14,5	14,4
5	14,6	15,4
10	14,7	15,0
15	15,9	16,2
20	18,7	19,2
30	22,2	23,4
40	28,0	29,8
50	36,9	40,1
60	51,8	57,8
70	79,4	90,1

нения возрастного состава, а от различий условий жизни населения (табл. 116).

Сопоставление повозрастных табличных коэффициентов смертности населения СССР и США показывает, что в 1958—1959 гг. СССР несколько отставал в отношении детской смертности, размеры повозрастной смертности в СССР и в США для населения в возрасте 5 лет примерно равны, что же касается размеров смертности в возрастах свыше 10 лет, то СССР имел преимущество тем большее, чем старше сопоставляемая возрастная группа (см. табл. 116).

Дальнейшее снижение повозрастной смертности населения СССР в результате успешного выполнения планов построения коммунистического общества приведет к дальнейшему увеличению средней продолжительности жизни.

Сопоставление повозрастных показателей средней длительности жизни населения СССР с соответствующими показателями экономически развитых капиталистических стран дает дополнительные доказательства преимуществ социалистического строя.

**Таблицы смертности по причинам.** Пользуясь методикой построения таблиц смертности, можно наиболее точно определить табличные коэффициенты смертности от отдельных причин и оценить, в какой мере сокращают среднюю продолжительность жизни населения те или иные заболевания.

Для этого прежде всего нужно знать распределение по возрасту умерших от отдельных заболеваний и долю случаев смерти от данной болезни по отношению ко всем случаям смерти в данном возрасте. Допуская гипотезу, что смертность от данной причины удалось свести к нулю, уменьшают числа  $d_x$  обычных (или кратких) таблиц смертности на долю смертей от данной причины и обычным путем вычисляют новые таблицы смертности с уменьшенными  $d_x$ .

Понятно, что если какое-либо заболевание исчезает, то уменьшается вероятность смерти в соответствующем возрасте и, следовательно, увеличивается вероятность жизни и средняя продолжительность предстоящей жизни. Размеры этого увеличения показывают, насколько сокращается жизнь вследствие данного заболевания.

В качестве примера такого рода таблиц смертности ниже приведены исчисленные нами ранее таблицы для определения того, в какой мере сокращали жизнь населения Украины в 1926—1927 гг. злокачественные новообразования (табл. 117, 118). Данные табл. 117 показывают порядок доживания до определенного возраста 100 000 одновременно родившихся в действительных условиях смертности городского населения Украины 1926—1927 гг. (колонка *а*) и в условиях смертности, которые создались бы, если бы отсутствовали злокачественные новообразования (колонка *б*). В таблице приведены числа доживающих до определенного возраста, постепенно уменьшающиеся при переходе от одного возраста к другому. Это уменьшение определяется количеством умирающих (табл. 117).

Из сопоставления чисел, расположенных в колонках *а* и *б*, можно видеть, насколько возросло бы число доживающих до начала следующего пятилетия, если бы отсутствовали злокачественные новообразо-

вания. Числа доживающих до 20-летнего возраста в обоих вариантах совпадают, так как размеры смертности от злокачественных новообразований в указанном возрастном интервале очень малы. В возрасте старше 20 лет с увеличением интенсивности смертности от злокачественных новообразований ее влияние начинает сказываться все сильнее, числа колонок б все больше превосходят числа а, а их разности показывают, сколько жизней в каждой возрастной группе могла бы сохранить успешная борьба с злокачественными новообразованиями.

ТАБЛИЦА 117

Доживание городского населения Украины в 1926—1927 гг. \*

Возраст (в годах)	Из 100 000 живорожденных доживает до данного возраста			
	мужчины		женщины	
	а	б	а	б
0	100 000	100 000	100 000	100 000
1	86 706	86 706	88 481	88 481
5	79 470	79 470	82 077	82 077
10	77 272	77 272	79 985	79 985
15	76 099	76 099	78 972	78 972
20	74 480	74 492	77 729	77 742
25	72 645	72 671	75 976	76 012
30	70 374	70 425	74 134	74 218
35	68 110	68 214	72 072	72 310
40	65 475	65 698	69 820	70 358
45	62 280	62 747	67 381	68 318
50	58 412	59 269	64 758	66 131
55	53 585	55 072	61 408	63 478
60	47 270	49 451	57 229	60 117
65	40 187	43 256	52 294	55 696
70	32 318	36 109	45 108	49 376
75	23 160	27 079	35 696	40 301
80 и старше	14 518	17 732	25 099	29 375

\* Действительные числа доживающих обозначены буквой а, гипотетические — при условии полной ликвидации злокачественных новообразований — буквой б.

Табл. 118 показывает, что если бы удалось полностью уничтожить злокачественные новообразования, то средняя продолжительность жизни городского населения Украины увеличилась на 1,5—1,7 года для мужчин и на 2—3 года для женщин. Размеры этого увеличения, различные для различных возрастных групп, представлены в колонках таблицы, обозначенных б — а.

Для правильного понимания приведенных чисел необходимо напомнить, что возрастом, в течение которого человек способен к производительной деятельности, считается возраст от 15 до 70 лет и, следовательно, длительность производительного периода жизни равняется 55 годам.

Средняя продолжительность предстоящей жизни для лиц, вступивших в 15-летний возраст (производительный период), равнялась для городского населения Украины в 1926—1927 гг. 50,5 года. Средняя

общая длительность жизни этих лиц, следовательно, равнялась 65,5 года.

ТАБЛИЦА 118

Средняя продолжительность предстоящей жизни городского населения Украины в 1926—1927 гг. \*

Возраст (в годах)	Средняя продолжительность предстоящей для данного возраста жизни (в годах)					
	мужчины			женщины		
	а	б	б — а	а	б	б — а
0	48,5	49,7	1,2	54,4	56,0	1,6
1	54,9	56,2	1,3	60,4	62,3	1,9
5	55,8	57,3	1,5	60,0	63,0	3,0
10	52,3	53,8	1,5	57,6	59,6	2,0
15	48,1	49,6	1,5	53,3	55,3	2,0
20	44,0	45,6	1,6	49,1	51,1	2,0
25	40,1	41,7	1,6	45,2	47,2	2,0
30	36,3	38,0	1,7	41,2	43,3	2,1
35	32,4	34,1	1,7	37,3	39,4	2,1
40	28,6	30,3	1,7	33,5	35,4	1,9
45	25,0	26,6	1,6	29,6	31,4	1,8
50	21,5	23,0	1,6	25,7	27,4	1,7
55	18,2	19,9	1,7	21,9	23,4	1,5
60	15,3	16,6	1,3	18,4	19,6	1,2
65	12,5	13,6	1,1	14,9	15,9	1,0
70	10,0	10,8	0,8	11,8	12,7	0,9
75	7,9	8,5	0,6	9,3	9,9	0,6
80 и старше	6,2	6,6	0,6	7,2	7,7	0,5

\* Фактическая средняя продолжительность предстоящей жизни — а и гипотетическая при условии полной ликвидации злокачественных новообразований — б.

Таким образом, общее сокращение периода производительной жизни городского населения Украины в 1926—1927 гг. равнялось 4,5 года (70—65,5), а из этого числа 1,5 года у мужчин и 2 года у женщин приходилось на сокращение жизни в результате злокачественных новообразований.

Аналогичным образом могут быть исчислены и проанализированы таблицы смертности для других причин смерти, для других территорий и других периодов времени.

**Применение таблиц смертности для исследования эффективности лечения больных.** В практике врачебной работы демографическая методика составления таблиц смертности получила специальное применение для изучения отдаленных результатов лечения больных некоторыми хроническими болезнями (туберкулез, злокачественные новообразования и т. п.) и для сравнения эффективности лечения этих больных различными методами.

Критерием эффективности лечения больных острыми болезнями обычно служат показатели летальности и длительности лечения. Чем меньше летальность и чем скорее наступает выздоровление, тем эффективнее лечение. Для хронических же болезней такого рода

критерии не пригодны, так как здесь успешность лечения оценивается не по непосредственному улучшению здоровья, наступающему после лечения, а по отдаленным результатам, в частности длительности жизни после лечения.

Иногда процент проживших после лечения 3, 5, 10 и т. д. лет, например для больных туберкулезом, исчисляют таким же образом, как процент вылеченных больных при изучении эффективности лечения острых заболеваний. Однако этот прием не может считаться удовлетворительным, так как не учитывает особенности изучаемого контингента и специфику организации катamnестического наблюдения за больными.

Такого рода наблюдения проводят путем регулярных периодических осмотров, контрольных обследований, собирания сведений о больном через работников лечебных учреждений по месту его жительства и т. п. и записывают результаты в соответствующие учетные документы. В результате длительного ведения подобных записей в лечебном учреждении накапливаются материалы о больных, продолжающих жить определенное число лет после лечения, и об умерших больных с указанием даты смерти. Однако, кроме этих двух групп больных, независимо от желания врачей, создается еще одна группа: «исчезнувшие из-под наблюдения» лечебного учреждения через более или менее длительный срок после лечения.

Последующая судьба «исчезнувших» больных остается неизвестной. Но в то же время заведомо известно, что некоторое время, иногда несколько лет, они прожили благополучно, а затем исчезли из-под наблюдения, зачастую при таком состоянии здоровья, какое позволяло ожидать еще ряд лет жизни. Причиной такого «исчезновения» большей частью является перемена места жительства больного, не сообщившего врачу своего нового адреса. Недоучет времени, прожитого этими больными, искусственно завышает показатели смертности больных и, следовательно, занижает показатели эффективности лечения. Точно такой же результат дает и искусственное причисление их к умершим от основного заболевания, так как на самом деле далеко не все исчезнувшие из-под наблюдения лечебного учреждения умерли.

К группе «исчезнувших из-под наблюдения» следует причислять также и тех больных, которые действительно умерли через определенный срок после лечения, но не от основной болезни, а от какой-либо другой «случайной» причины, например стали жертвой автомобильной катастрофы, умерли от какой-либо острой болезни и т. п.

Все три группы, на которые распределяются леченные больные: оставшиеся в живых к моменту исследования, умершие и «исчезнувшие из-под наблюдения» — за каждый календарный год должны быть разделены на подгруппы в соответствии со стадией заболевания и примененным методом лечения.

Рекомендуемые для таких случаев приемы измерения выживаемости, основанные на несколько упрощенной методике вычисления таблиц смертности, показаны на следующем гипотетическом примере. Допустим, мы располагаем данными, полученными в 1970 г. о какой-либо определенной группе больных, однородных по виду заболева-

ния и примененному способу лечения, лечившихся в 1965—1969 гг. (табл. 119—122).

ТАБЛИЦА 119

Распределение лечившихся больных по годам смерти или выбытия из-под наблюдения

Этап первый

Время лечения	Число леченных больных	Умерли к годовщине лечения бывшей в					Исчезли из-под наблюдения к годовщине лечения бывшей в				
		1966	1967	1968	1969	1970	1966	1967	1968	1969	1970
1965	158	12	13	14	15	16	12	14	12	13	13
1966	165	—	13	14	15	14	—	12	13	15	14
1967	160	—	—	11	13	15	—	—	14	13	14
1968	155	—	—	—	13	12	—	—	—	12	13
1969	162	—	—	—	—	12	—	—	—	—	13
Всего	800	12	26	39	56	69	12	26	39	53	67

Числа для табл. 120 получены следующим образом: по данным табл. 119 можно сосчитать, что в 1966 г. из числа леченных в 1965 г. под наблюдением оставалось 134 человека (158 леченных — 12 умерших в 1965 г. — 12 исчезнувших из-под наблюдения в том же 1965 г. = 134 больных); в 1967 г. — 107 человек (134 оставшихся под наблюдением в 1966 г. минус 13 умерших и 14 исчезнувших из-под наблюдения в 1967 г.); в 1968 г. — 81 человек (соответственно 107—14—12); в 1969 г. — 53 человека; в 1970 г. — 24 человека. Таким же образом узнаем, что из числа больных, леченных в 1966 г., оставалось в 1967 г. под наблюдением 140 человек (165—13—12); в 1968 г. — 113 человек (140 — 14—13); в 1969 г. — 83 человека (113—15—15); в 1970 г. — 55 человек (83—14—14). Аналогично определяем число оставшихся под наблюдением из числа больных, леченных в 1967, 1968 и 1969 гг.

Табл. 120 целесообразно видоизменить (табл. 121).

ТАБЛИЦА 120

Распределение больных, оставшихся в живых, к очередной годовщине лечения

Этап второй

Время лечения (год)	Число леченных больных	Оставалось под наблюдением к годовщине лечения, бывшей в				
		1966 г.	1967 г.	1968 г.	1969 г.	1970 г.
1965	158	134	107	81	53	24
1966	165	—	140	113	83	55
1967	160	—	—	135	109	80
1968	155	—	—	—	130	105
1969	162	—	—	—	—	137

Все леченные больные были взяты под наблюдение в начале первого года после лечения. Как видно из табл. 119, их было 800. К концу



первого года (или к началу второго года) под наблюдением оставалось, как видно из табл. 120, из числа леченных в 1965 г. 134 человека, из числа леченных в 1966 г. — 140 человек, из числа леченных в 1967 г. — 135 человек, из числа леченных в 1968 г. — 130 человек, а из числа леченных в 1969 г. — 137 человек. Всего  $134 + 140 + 145 + 130 + 137 = 676$ . К концу второго года после лечения оставалось под наблюдением из леченных в 1965 г. — 107 человек, из числа леченных в 1966 г. — 113 человек, из числа леченных в 1967 г. — 109 человек, из числа леченных в 1968 г. — 105 человек. Больные, леченные в 1969 г., к 1970 г. прожили под наблюдением только один год и дальнейшая их судьба в момент исследования, проводившегося в 1970 г., не могла быть известной. Всего, следовательно, к концу второго года (или к началу третьего года) после лечения состояло под наблюдением:  $107 + 113 + 109 + 105 = 434$  больных. Точно так же определим, что к началу четвертого года после лечения состояло под наблюдением  $81 + 83 + 80 = 244$ , к началу пятого года — 108, а к концу пятого года (или к началу шестого года) — 24 человека (графа 2 табл. 121). Определим теперь числа умерших.

ТАБЛИЦА 121

*Измерение выживаемости группы больных, однородных по виду заболевания и примененному способу лечения. Смертность и выживаемость больных в зависимости от срока наблюдения*

Этап третий

Год наблюдения после лечения	Число больных		умерших в данном году	Смертность в данном году в %	Выживаемость в данном году в %
	состоящих под наблюдением				
	к началу года	весь год			
Первый	800	738	61	8,3	91,7
Второй	676	555	52	9,4	90,6
Третий	434	339	44	13,0	87,0
Четвертый	244	176	29	16,5	83,5
Пятый	108	66	16	24,2	75,8
Шестой	24	—	—	—	—

В течение первого года наблюдения, как видно из табл. 119, умерло из числа больных, лечившихся в 1965 г., — 12 человек, из числа лечившихся в 1966 г. — 13 человек, из лечившихся в 1967 г. — 11 человек, из лечившихся в 1968 г. — 13 человек и из лечившихся в 1969 г. — 12 человек, а всего в течение первого года после лечения умер  $12 + 13 + 11 + 13 + 12 = 61$  человек. В течение второго года после лечения умерло из лечившихся в 1965 г. 13 человек, из лечившихся в 1966 г. — 14 человек, из лечившихся в 1967 г. — 13 человек, из лечившихся в 1968 г. — 12 человек. Что произошло во втором году после лечения с больными, лечившимися в 1969 г., неизвестно, так как последние сведения о них имелись только за 1970 г., т. е. за первый год после их лечения. Всего, следовательно, умерло на втором

году после лечения  $13 + 14 + 13 + 12 = 52$  человека. Рассуждая аналогичным образом, установим, что в течение третьего года после лечения умерло  $14 + 15 + 15 = 44$  человека, а в течение четвертого года  $15 + 14 = 29$  человек. В течение пятого года умерло 16 человек из числа лечившихся в 1965 г. О лечившихся после 1966 г. сведения имеются за более краткий срок, чем 5 лет. Все эти числа помещаем в графу 4 табл. 121.

Сколько же больных пробыло под наблюдением весь первый год после лечения, если в начале года их было 800, а в конце года (или в начале второго года) осталось 676? Очевидно, число пробывших под наблюдением весь год при условии равномерности вымирания может быть получено как полусумма этих чисел, т. е.  $(800 + 676) : 2 = 738$ ; весь второй год после лечения состояло под наблюдением  $(676 + 434) : 2 = 555$  и т. д. (графа 3 табл. 121). Из числа 738 больных, состоявших под наблюдением весь первый год после лечения, умер 61 человек. Следовательно, летальность на первом году после лечения составляла  $(61 \times 100) : 738 = 8,3\%$ ; точно так же узнаем, что летальность во втором году после лечения составляла  $(52 \times 100) : 555 = 9,4\%$ , в третьем году —  $13\%$  и т. д. (графа 5 табл. 121). Числа графы 6 табл. 121 получаем как дополнение до 100 чисел колонки 5, т. е., если летальность на первом году после лечения составляла  $8,3\%$ , значит, выжило в первом году наблюдения  $100 - 8,3 = 91,7\%$ ; если во втором году наблюдения летальность была  $9,4\%$ , то выживаемость в течение этого года составляла  $100 - 9,4 = 90,6\%$  и т. д.

На основе этих данных можно определить число выживающих из 1000 леченных больных для каждого последующего года после лечения (так же, как и числа умирающих в течение каждого года наблюдения) (табл. 122).

ТАБЛИЦА 122

*Измерение выживаемости группы больных, однородных по виду заболевания и примененному способу лечения*

Этап четвертый

Год наблюдения после лечения	Выживаемость больных в данном году после лечения в %	Из 1000 больных, получивших лечение, дожило до конца данного года после лечения
Первый	91,7	917
Второй	90,6	831
Третий	87,0	723
Четвертый	83,5	604
Пятый	75,8	458

В графу 2 табл. 122 переносят числа графы 6 табл. 121. Числа графы 3 получают путем следующих рассуждений. На излечении находилось 1000 больных. Выживаемость в течение первого года составляла  $91,7\%$ . Следовательно, до конца первого года после лечения из 1000 больных дожило  $(1000 \times 91,7) : 100 = 917$ . На втором году после лечения выживаемость составляла  $90,6\%$ , значит, из 917 человек, доживших до начала второго года (до конца первого года), до

конца второго года после лечения доживал  $(917 \times 90,6) : 100 = 831$  человек. Так как на третьем году выживаемость составляла 87%, то из 831 больного, получившего лечение и дожившего до конца второго года после лечения, до конца третьего года доживало  $(831 \times 87) : 100 = 723$  и т. д. (графа 3 табл. 122); числа взяты с округлением до единицы.

В конце табл. 122 стоит число 458. Это значит, что из 1000 леченных больных прожило 5 лет 458 человек, или 45,8%. Смертность в течение 5 лет среди этих больных составила, следовательно,  $100 - 45,8 = 54,2\%$ . Приведенный в графе 3 табл. 122 ряд чисел позволяет также получить интересующие нас коэффициенты не только к концу периода наблюдения, но и за все промежуточные годы, например, как видно из табл. 122, три года после лечения прожило 723 из 1000 лечившихся, или 72,3%; умерло, следовательно, в течение 3 лет после лечения 27,7%. Четыре года после лечения прожило 60,4%, а умерло за 4 года 39,6% и т. д. Если есть сведения за более длительный период, чем 5 лет, подобным же образом может быть исчислена выживаемость больных за 6, 7 ... 10 и т. д. лет после лечения.

При достаточно большом числе больных различного возраста целесообразно все вычисления проводить отдельно по возрастным группам больных, взятых с интервалом по 10—15 лет, так как при прочих равных условиях возраст больных, а иногда и их пол оказывают влияние на размеры выживаемости.

Сопоставление коэффициентов выживаемости однородных больных, леченных различными методами, дает возможность определить наиболее целесообразные методы лечения.

## Глава XIX

### СТАТИСТИКА ДЕТСКОЙ СМЕРТНОСТИ

**Значение проблемы детской смертности.** Детской смертностью называют смертность детей на первом году жизни.

При анализе повозрастной смертности смертность детей в этом возрасте обычно выделяется для специального рассмотрения вследствие особенно большого ее значения как критерия санитарного и материального благополучия отдельных групп населения и как показателя эффективности мероприятий, проведенных для оздоровления этих групп.

Дети, умершие в возрасте до 1 года, составляют значительную часть всех умерших. Размеры смертности на первом году жизни превышают смертность в последующих возрастах, кроме возраста глубокой старости, и значительно сокращают среднюю продолжительность человеческой жизни. Следовательно, борьба за снижение смертности и за продление жизни населения должна начинаться с мероприятий по предотвращению детской смертности.

Коэффициент детской смертности — один из лучших показателей санитарного благополучия населения, чутко реагирующий на

любые изменения условий жизни, в противоположность показателю общей смертности, размеры которого зависят не только от санитарных условий данного времени. На коэффициенте общей смертности в значительной мере сказывается состояние здоровья данной группы населения за прошедшие годы (санитарный анамнез). Смертность же грудных детей в основном зависит от условий, в которых протекала беременность матери, и от той обстановки, в которой находится сам новорожденный, следовательно, от санитарной среды 1—2 прошедших лет.

**Методика измерения детской смертности.** Смертность в возрасте до 1 года вычисляют иначе, чем смертность последующих возрастов. Иногда ее измеряют числом умерших в возрасте до 1 года из 100 или из 1000 детей, родившихся в том же календарном году.

В этом случае коэффициент детской смертности за год (в ‰) равен:

$$\frac{\text{Число детей до 1 года, умерших в течение данного года} \times 1000}{\text{Число родившихся в данном году}}$$

Например, в районе за год родилось 2750 детей, умерло в возрасте до 1 года 70.

$$\text{Коэффициент детской смертности: } \frac{70 \cdot 1000}{2750} = 25,5 \text{ на } 1000 \text{ родившихся.}$$

Однако такого рода исчисление не всегда дает верные результаты и может применяться только при относительно стабильном уровне рождаемости. В условиях же снижения рождаемости или ее повышения пренебрежение неодинаковым уровнем рождаемости за смежные годы может стать источником серьезной ошибки при измерении детской смертности. Фактически только часть детей, умерших в данном году в возрасте до 1 года, родилась в том же календарном году, в каком и умерла, а другая часть родилась в предыдущем календарном году. Поэтому более правильно коэффициент детской смертности (в ‰) исчислять следующим образом:

$$\frac{\text{Число детей до 1 года, умерших в течение данного года} \times 1000}{\frac{2}{3} \text{ родившихся в данном году} + \frac{1}{3} \text{ родившихся в предыдущем году}}$$

Например, в районе за данный год родилось 2750 детей, а умерло в возрасте до 1 года 70. В предыдущем календарном году родилось 2940 детей. Коэффициент детской смертности:

$$\frac{70 \cdot 1000}{\frac{2}{3} \text{ от } 2750 + \frac{1}{3} \text{ от } 2940} = 24,9 \text{ на } 1000 \text{ родившихся.}$$

Вычисление, произведенное по первому, менее точному методу, дает  $(70 \times 1000) : 2750 = 25,5$  на 1000 родившихся, т. е. уровень детской смертности, завышенный почти на 3%.

Точно так же можно измерить детскую смертность от какой-либо причины, например от желудочно-кишечных болезней. В этом случае в числителе дроби надо писать не все число умерших детей, а только тех, которые умерли от желудочно-кишечных болезней.

Как будет видно из дальнейшего, смертность детей на 1-м месяце жизни имеет особенно большое значение, выделяясь из смерт-

ности всего первого года жизни. Поэтому целесообразно, помимо коэффициента детской смертности за весь первый год жизни, вычислять отдельно уровни детской смертности в первый и в последующие 11 месяцев первого года жизни. Для такого рода расчетов необходимо установить число детей, умерших на 1-м месяце жизни.

Вычисления можно производить по следующим формулам:

а) Коэффициент смертности на первом месяце жизни (в ‰)  $= \frac{\text{Число умерших в возрасте до 1 месяца} \times 1000}{\text{Число родившихся}}$  ;

б) Коэффициент смертности в возрасте 1—12 месяцев (в ‰)  $= \frac{\left( \frac{\text{Коэффициент смертности в возрасте до 1 года}}{\text{1 года}} - \frac{\text{Коэффициент смертности в возрасте до 1 месяца}}{\text{1 месяца}} \right) \times 1000}{1000 - \text{коэффициент смертности в возрасте до 1 месяца}}$  .

Например, коэффициент детской смертности составлял 24,9 на 1000 родившихся. Родилось 2750 детей, в возрасте до 1 месяца умерло 50 детей. Отсюда показатель смертности на 1-м месяце жизни будет:

$$\frac{50}{2750} \cdot 1000 = 18,2\text{‰}.$$

Примерная величина смертности за последующие 11 месяцев первого года жизни будет:

$$\frac{24,9 - 18,2}{1000 - 18,2} \cdot 1000 = 6,8\text{‰}.$$

В связи со значительным снижением детской смертности в экономически развитых странах, особенно на 1—12 месяцах жизни, в медико-статистическую практику в последнее время вошло несколько новых понятий.

Смертность детей на 1-м месяце жизни носит название **неонатальная смертность**; она разделяется на **раннюю неонатальную смертность** и **позднюю неонатальную смертность**:

а) Коэффициент ранней неонатальной смертности (в ‰)  $= \frac{\text{Число детей, умерших на первой неделе жизни}}{\text{Число детей, родившихся живыми}} \times 1000$  ;

б) Коэффициент поздней неонатальной смертности (в ‰)  $= \frac{\text{Число детей, умерших на 2—4-й неделе жизни}}{\text{Число детей, родившихся живыми} - \text{число детей, умерших на 1-й неделе жизни}} \times 1000$  .

Смертность детей в возрасте 1—12 месяцев носит название **постнеонатальной смертности**: о способе определения ее уровня сказано выше.

Специальное внимание при анализе детской смертности, особенно в первые дни жизни, следует уделять смертности недоношенных детей, как правило, всегда значительно превышающей смертность

доношенных. Соответствующие коэффициенты исчисляются следующим образом:

- а) Коэффициент смертности доношенных детей (в ‰) 
$$= \frac{\text{Число доношенных детей, умерших в первую неделю жизни}}{\text{Число детей, родившихся доношенными}} \times 1000;$$
- б) Коэффициент смертности недоношенных детей (в ‰) 
$$= \frac{\text{Число недоношенных детей, умерших в первую неделю жизни}}{\text{Число детей, родившихся недоношенными}} \times 1000.$$

Ввиду того, что детей, родившихся с малым весом и умерших в первые часы после рождения, часто ошибочно причисляют к мертворожденным и так как в разных странах применяют различные критерии мертворождаемости, что препятствует сопоставлению статистических показателей, в санитарной статистике за последние годы стал применяться новый коэффициент, так называемой **п е р и н а т а л ь н о й** смертности.

$$\text{Коэффициент перинатальной смертности (в ‰)} = \frac{\text{Сумма мертворожденных и умерших в первые семь дней жизни}}{\text{Сумма детей, родившихся живыми и мертвыми.}} \times 1000.$$

Применение этого коэффициента исключает ошибки в определении ранней неонатальной смертности, вызванные неправильным разделением мертворожденных и рано умерших детей.

В составе перинатальной смертности различают **а н т е н а т а л ь н у ю**, **и н т р а н а т а л ь н у ю** и **п о с т н а т а л ь н у ю** смертность (смертность до начала родов, в период родов и после рождения). Кроме того, перинатальную смертность можно разделять на смертность недоношенных детей, смертность доношенных и смертность перенесенных детей. Коэффициенты этих составных частей перинатальной смертности исчисляются (в ‰) путем отнесения соответствующих количеств умерших детей к соответствующему количеству новорожденных (живых и мертвых вместе).

Размеры и структуру перинатальной смертности продемонстрируем на примере Чехословакии. В Чехословакии в 1965 г. детская смертность равнялась 21,2 на 1000 родившихся живыми, в том числе ранняя детская смертность (в возрасте до 1 месяца) — 12,9. Мертворождаемость в Чехословакии в 1965 г. составляла 8,2, смертность детей в первые 7 дней жизни — 14,6 на 1000 родившихся живыми. Перинатальная смертность, следовательно, равнялась 22,8 на 1000 родившихся. Из этого числа 32,4% умерли в период беременности матери (до родов), 15,9% умерли во время родов и 51,7 умерли после родов. Из числа последних умерли от асфиксии 33%, от родовых травм — 9%.

Распределение детской смертности по календарным месяцам года неравномерно, и изучение месячных показателей детской смертности имеет большое практическое и организационное значение.

При исчислении месячных коэффициентов детской смертности следует учесть, что часть детей, умерших в течение данного месяца

в возрасте до 1 года, родилась в том же месяце, когда и умерла, а часть — в предыдущие месяцы. Таких предыдущих месяцев может быть 12. Поэтому не следует измерять, как это иногда делают, месячный показатель детской смертности путем отнесения числа умерших детей в данном месяце к числу родившихся в том же месяце. Такое исчисление всегда дает неверные результаты.

$$\text{Месячный коэффициент детской смертности} = \frac{\text{Число детей до 1 года, умерших за данный месяц} \times 1000}{\text{Среднемесячное число родившихся за данный месяц и за 12 предыдущих месяцев}}$$

Вычисление рекомендуется вести, пользуясь специальной таблицей (табл. 123).

ТАБЛИЦА 123

*Помесячные коэффициенты детской смертности в Н-ской области за 1970 г.*  
(числа условные)

Название месяца	Число родившихся в		Родилось за 13 месяцев	Средне-месячное число родившихся	Число умерших в возрасте до года	Месячные показатели детской смертности	
	1969	1970				1970 г.	1969 г.
1	2	3	4	5	6	7	8
Январь	5 700	5100	67 400	5185	120	23,1	25,1
Февраль	5 350	5250	66 950	5150	140	27,1	23,9
Март	5 500	5150	66 750	5135	115	22,4	20,9
Апрель	5 300	5850	67 100	5062	127	25,1	21,5
Май	5 150	5500	67 300	5177	120	23,2	22,4
Июнь	4 750						23,6
Июль	5 400						24,1
Август	5 600						25,3
Сентябрь	5 150						24,9
Октябрь	4 800						23,1
Ноябрь	4 700						24,2
Декабрь	4 900						22,7
Итого	62 300						22,4

Таблицу заготавливают в начале года, и она служит весь год. В первой колонке указывают названия месяцев, во второй — проставляют сразу же при изготовлении таблицы числа родившихся в соответствующих месяцах предыдущего года и их итог. Тогда же заносят в графу 8 помесячные коэффициенты детской смертности за предыдущий год, служащие для сравнения с коэффициентами текущего года.

В начале февраля в графу 3 записывают число родившихся в январе, а в графу 6 — число детей, умерших в январе в возрасте до 1 года, и приступают к исчислению январского показателя детской смертности. Для этого в графе 4 проставляют число родившихся за 13 месяцев (январь текущего года и 12 предыдущих месяцев), равное  $62\,300 + 5100 = 67\,400$ . В графе 5 ставится среднемесячное число родившихся  $\frac{67\,400}{13} = 5185$ . При таких исходных данных ме-

сячный коэффициент детской смертности для января:  $\frac{120 \cdot 1000}{5185} = 23,1\text{‰}$ .  
 Это число записывают в графу 7.

В начале марта заносят в соответствующие графы числа родившихся и умерших в возрасте до одного года за февраль и исчисляют февральский показатель детской смертности. Число родившихся за 13 месяцев для февраля (родившихся за февраль и 12 предыдущих месяцев) может быть получено из стоящего строкой выше в той же графе числа 67 400, если от него отнять родившихся в январе 1969 г. и прибавить родившихся в феврале 1970 г., т. е.  $67\ 400 - 5700 + 5250 = 66\ 950$ . Среднемесячное число родившихся для февраля  $66\ 950 : 13 = 5150$ , а февральский показатель детской смертности:  $\frac{140 \cdot 1000}{5150} = 27,1\text{‰}$ .

Точно так же в начале апреля исчисляют показатели детской смертности за март.

Число родившихся за март и 12 предыдущих месяцев получается из числа графы 4 за февраль путем вычитания родившихся в феврале 1969 г. и прибавления родившихся в марте 1970 г., т. е.  $66\ 950 - 5350 + 5150 = 66\ 750$ . Среднемесячное число родившихся  $66\ 750 : 13 = 5135$ ; мартовский коэффициент детской смертности:  $\frac{15 \cdot 1000}{5135} = 22,4\text{‰}$ .

Для последующих месяцев года производятся аналогичные исчисления.

**Детская смертность в России и СССР.** Дореволюционная Россия отличалась необычайно высокими размерами детской смертности, превосходившими ее уровень во всех европейских странах.

Показатели детской смертности известны для Европейской части царской России начиная с 1867 г. (табл. 124).

ТАБЛИЦА 124

*Детская смертность в Европейской части России (на 100 родившихся)*

Годы	Уровень детской смертности	Годы	Уровень детской смертности
1867—1870	26,6	1891—1895	27,5
1871—1875	26,9	1896—1900	21,1
1876—1880	26,4	1901—1905	25,8
1881—1885	26,7	1906—1910	24,7
1886—1890	26,4	1911	23,7

Сведения о размерах детской смертности в Азиатской части бывшей царской империи отсутствуют. Однако, зная, в какие условия ставил царизм население своих колоний в Сибири, Центральной Азии и пр., зная, что целые народности в этих местностях вымирали, и если бы не Великая Октябрьская социалистическая революция, свергнувшая социальный и национальный гнет, многие из них уже вымерли бы к настоящему времени, можно не сомневаться в том, что



уровень детской смертности на колониальных окраинах царской России значительно превосходил таковой в ее Европейской части.

По данным, опубликованным Центральным статистическим управлением СССР, детская смертность на современной территории СССР составляла в 1913 г. 269 на 1000 родившихся, т. е. 26,9%.

При высоком среднем уровне детской смертности для всей Европейской части страны в отдельных ее губерниях (Вятская, Владимирская, Калужская, Костромская и др.) эти показатели были еще больше и доходили до 30% к числу родившихся.

После Великой Октябрьской социалистической революции резко улучшились по сравнению с дореволюционной эпохой материально-бытовые условия жизни населения советских республик, коренным образом изменились условия труда, жилище, качество питания и пр., повысился культурный уровень населения и получила широкое развитие сеть учреждений, задачей которых является охрана материнства и детства (женские консультации, родильные дома, детские ясли и т. п.). Громадные социально-экономические преобразования в СССР привели к значительному снижению детской смертности. Так, в 1940 г. она составляла уже 184 на 1000 родившихся, в 1950 г. — 81, в 1955 — 60.

В 1957 г. детская смертность в СССР уменьшилась по сравнению с дореволюционной в 6,1 раза и составляла 45 на 1000 родившихся, в 1960 г. — 35, в 1961 г. — 32 на 1000 родившихся, т. е. в 8,3 раза меньше, чем в 1913 г., а в 1970 г. — 25 на 1000 родившихся, т. е. более, чем в 10 раз меньше по сравнению с 1913 г.

Современный уровень детской смертности в СССР ставит нашу страну в ряд стран с низким ее показателем.

**Детская смертность в различные периоды первого года жизни.** Весьма существенным элементом детального анализа детской смертности является изучение ее размеров в различные периоды первого года жизни. Вероятности смерти ребенка в начале и в конце этого года больше различаются между собой, чем вероятности смерти детей, переживших первый год жизни, и глубоких стариков.

Отношение смертности в первом месяце к смертности за весь первый год жизни колеблется в различных странах от 86 до 93% (табл. 125). Примерно такие же отношения наблюдаются и в СССР.

Т А Б Л И Ц А 125

*Отношения показателя смертности в первом месяце жизни к показателю смертности на первом году жизни (в процентах) в 1966 г.*

Страна	%	Страна	%
Швейцария	91,0	Англия	91,5
Австралия	90,7	Франция	87,8
Новая Зеландия	86,6	ФРГ	91,6
Нидерланды	91,8	США	93,2

Важно отметить, что детская смертность в экономически развитых странах в основном снижалась за счет уменьшения смертности детей в возрасте 1—12 месяцев и в значительно меньшей степени — за счет первого месяца жизни. Для примера приведены данные о смертности детей в Англии и Уэльсе (табл. 126).

ТАБЛИЦА 126

*Детская смертность в Англии и Уэльсе*  
(на 1000 родившихся)

Периоды первого года жизни	1906—1911 гг.	1961—1965 гг.	Во сколько раз снизилось
Весь 1-й год жизни	117,1	20,6	5,5
в т.ч.			
0—1 день	11,5	7,4	1,5
1—6 дней	13,0	5,2	2,5
7—27 дней	15,7	1,9	8,3
28 дней—5 мес.	44,8	4,7	9,5
6 мес. до 1 года	32,1	1,7	18,9

Отсюда видно, что в Англии и Уэльсе снижение детской смертности за 60-летний период относится главным образом к возрасту 6—12 месяцев. В других странах этот принцип выражен почти так же.

Для врача разделение смертности первого года жизни на смертность первого и последующих месяцев имеет то значение, что причины детской смертности в эти периоды различны, следовательно, различны должны быть и мероприятия по борьбе с ней.

Смертность первого месяца жизни в основном зависит от недоношенности, врожденных аномалий развития, родовых травм, некоторых болезней матери в период беременности и пр. и вызывается главным образом антенатальными факторами, т. е. действующими на организм ребенка не непосредственно, а через организм матери в период утробной жизни младенца. Естественно, что борьба за снижение детской смертности на первом месяце жизни должна в основном заключаться в антенатальной профилактике — в гигиене беременности, в охране труда беременной женщины, в улучшении ее бытовых условий и т. п. — и является задачей женской консультации. Смертность в последующие 11 месяцев первого года жизни в основном вызывается воспалением легких, желудочно-кишечными болезнями и т. п. и зависит от условий той среды, в которой находится новорожденный. Следовательно, и мероприятия для снижения смертности в этом периоде жизни должны заключаться уже не только в антенатальной, сколько в постнатальной профилактике и составлять предмет внимания детской поликлиники.

Размеры смертности в первом месяце жизни также неодинаковы на протяжении этого месяца.

Очень высока смертность на первой неделе жизни, а в течение первой недели жизни размеры смертности резко меняются по дням — особенно высоки ее размеры в первый день жизни.

Так, например, в РСФСР в 1955—1956 гг. (БМЭ, 2-е изд., т. 9, стр. 28) детская смертность по неделям первого месяца жизни составляла (в процентах к смертности всего первого месяца): первая неделя — 62,4%, вторая — 15%, третья — 11,8%, четвертая — 10,8% а по дням первой недели жизни (в процентах к смертности всей недели): первый день — 32,1%, второй — 27%, третий — 15,6%, четвертый — 9,7%, пятый — 6,3%, шестой — 5% и седьмой — 4,3%.

Аналогичны данные и других стран. Так, в Англии в 1966 г. умершие в первые 7 дней жизни составляли 88% всех умерших в возрасте до 1 месяца, в том числе умершие в первый день жизни — 51%; аналогичные числа для Швеции равны 87% и 39%.

Следовательно, в первые дни и недели жизни ребенка вероятность его смерти наиболее велика. По мере увеличения возраста ребенка эта опасность уменьшается. Отсюда понятной становится задача охватить врачебным надзором и необходимым попечением новорожденного младенца возможно скорее после его рождения.

**Сезонные колебания детской смертности. Способ вскармливания и влияние его на детскую смертность.** Размеры детской смертности в различные месяцы года различны. В течение года в большинстве стран детская смертность характеризуется двумя подъемами: летне-осенним и зимним или зимне-весенним.

Определение показателей, необходимых для анализа сезонных колебаний детской смертности, производится путем вычисления доли (в процентах) среднедневного числа умерших детей за данный месяц к среднему дневному числу умерших за год. Например, в возрасте до 1 года в городах области в течение календарного года умерло 32 500 детей, в том числе в январе — 2720, в феврале — 2950, в марте — 3320 и т. д. Среднедневные числа умерших равны: за год  $32\,500 : 365 = 88,8$ ; за январь  $2720 : 31 = 87,7$ , за февраль —  $2950 : 28 = 105,5$ ; за март —  $3320 : 31 = 107,1$  и т. д. Отсюда месячные показатели сезонной колеблемости размеров детской смертности (в процентах к среднегодовому уровню) равны: для января  $\frac{87,7}{88,8} \cdot 100 = 98,8$ ; для февраля  $\frac{105,5}{88,8} \cdot 100 = 118,2$ ; для марта  $\frac{107,1}{88,8} \cdot 100 = 120,6$ ; и т. д.

В царской России летний подъем детской смертности был особенно резко выражен; в СССР в настоящее время он кое-где еще сохраняется, но в целом по СССР отсутствует. Если принять за 100 среднегодовой уровень детской смертности, то размеры ее в различные летние месяцы будут практически равны (табл. 127).

Причины этих колебаний можно определить при анализе распределения по месяцам года детской смертности от отдельных причин.

Основная причина повышения детской смертности в летние месяцы — это желудочно-кишечные болезни. Зимнее повышение детской смертности связано с повышением смертности от заболеваний органов дыхания и гриппа.

Ряд исследований показывает весьма большую зависимость между летним подъемом желудочно-кишечных заболеваний и высотой летней температуры воздуха.

В те годы, когда лето бывает более жарким, летний подъем детской смертности от желудочно-кишечных заболеваний обычно выражен более резко, причем здесь играет роль не столько температура воздуха, сколько ряд явлений, связанных с ее повышением.

К числу таких явлений можно отнести перегревание жилищ, особенно городских, что, помимо непосредственного перегревания детского организма, может привести в результате более быстрого размножения бактерий к увеличению бактериального загрязнения и к ускорению сбраживания молока — основного продукта питания детей; увеличение в жаркие месяцы года количества мух, служащих разносчиками инфекций; понижение сопротивляемости детского организма к инфекции в результате его перегревания и т. п.

Т А Б Л И Ц А 127

Колебания детской смертности  
в разные месяцы года

Месяц	Европейская Россия (1900—1904 гг.)	СССР (1966 г.)
Январь	80	120
Февраль	82	134
Март	86	122
Апрель	87	111
Май	85	96
Июнь	131	89
Июль	172	84
Август	140	83
Сентябрь	91	85
Октябрь	75	89
Ноябрь	83	91
Декабрь	86	98

Самый способ вскармливания ребенка имеет большое значение в этом отношении. Дети, находящиеся на искусственном или смешанном вскармливании, особенно легко становятся жертвой желудочно-кишечных заболеваний и коэффициент смертности таких детей во много раз выше, чем детей, вскармливаемых грудью.

Это различие сказывается с тем большей силой, чем моложе ребенок. Грудное вскармливание не только предохраняет ребенка от заболеваний и смерти в период кормления, но обеспе-

чивает ему большую жизнеспособность и после того, как грудное кормление закончено, и не только в конце первого года жизни, но и на втором году. Смертность детей, нормально вскармливавшихся грудью, на втором году жизни вдвое и более ниже, чем детей, находившихся после рождения на искусственном вскармливании.

Сглаживание летнего подъема детской смертности за последние десятилетия вызвано снижением смертности от желудочно-кишечных расстройств и в значительной мере может быть объяснено увеличением числа детей, вскармливаемых грудью матери, организацией сети детских молочных кухонь и пунктов сбора женского молока, обеспечивающих питание тех детей, которые почему-либо не могут получать грудное кормление.

Зимний подъем смертности, обусловливаемый болезнями органов дыхания (гриппом, бронхитами, пневмонией, бронхопневмонией и др.), связан, с одной стороны, с колебаниями температуры в зимние месяцы, что в случае недостаточного или неправильного отопления отражается и на температуре в жилищах, а также недостаточным закаливанием организма детей, так как матери не всегда умеют предохранить своего ребенка от влияния температурных колебаний.

Известная связь может быть отмечена также между размером детской смертности и календарным месяцем рождения ребенка. Здесь основную роль играет возраст ребенка в те месяцы года, когда особенно высока детская смертность.

Чем старше ребенок, переживший летние месяцы года, т. е. чем дальше момент его рождения от момента подъема летней кривой детской смертности, тем при прочих равных условиях благоприятнее для него вероятность избежать угрожающей его здоровью и жизни опасности желудочно-кишечных заболеваний. Поэтому наиболее благоприятными месяцами рождения могут считаться сентябрь, октябрь.

Указанные особенности сезонных колебаний детской смертности, особенно детей младшего возраста, естественно, должны быть приняты во внимание при организации оздоровительной работы.

**Другие причины, влияющие на уровень детской смертности.** На уровень детской смертности оказывает известное влияние также пол ребенка, возраст матери в момент рождения ребенка, порядковый номер рождения и величина интервала между данными родами и предшествовавшими.

Статистическое изучение соотношения мальчиков и девочек среди родившихся детей и среди умерших в возрасте до 1 года показало, что среди родившихся преобладают мальчики и что на 100 родившихся девочек приходится 104—106 родившихся мальчиков. Среди умерших в возрасте до 1 года, как правило, также преобладают мальчики. Например, в СССР в 1955, на 1000 родившихся умерло мальчиков 64,6, девочек 55,0, а в 1967 г. соответственно, 29,2 и 23,4.

При статистическом анализе этого явления установлено, что мальчиков умирает больше чем девочек, независимо от причины смерти. Очевидно, организм мальчиков на первом году жизни обладает меньшей сопротивляемостью ко всякого рода болезнетворным воздействиям.

Влияние возраста матери на уровень детской смертности выражается в том, что наибольшая детская смертность наблюдается у очень молодых (до 20 лет) матерей. По-видимому, организм слишком молодой матери, сам еще не окрепший в достаточной степени, не способен удовлетворить полностью предъявляемые к нему требования в период беременности и лактации и обеспечить ребенку жизнестойкость.

Детская смертность у 20—39-летних матерей ниже, чем у матерей моложе 20 лет. Смертность детей, рожденных женщинами старше 40 лет, несколько увеличивается, но до самого конца детородного периода она не достигает такого уровня, как у матерей моложе 20 лет. Наиболее благоприятным возрастом для рождения детей является, очевидно, период между 20 и 40 годами жизни.

В значительной степени на уровень детской смертности влияет порядковый номер рождения ребенка. Вероятность смерти последующих детей снижается с увеличением порядкового номера рождения вплоть до 7—8-го, иногда 5—6-го ребенка, после чего она постепенно и не особенно резко возрастает. Смертность первенцев выше смертности последующих детей и не только вторых, но и дальнейших.

Практические выводы, вытекающие из различия уровня детской смертности детей с различным порядковым номером рождения, заключаются в том, что мать и наблюдающий за развитием ребенка врач должны обращать особое внимание на обеспечение необходимых условий для выживания первенцев, особенно в первые 1—2 месяца жизни, 7—8-х и последующих детей.

Наконец, влияние последнего из данной группы фактора — величины интервала между двумя последующими родами — выражается в том, что наибольшая смертность наблюдается среди детей, рожденных с интервалами в пределах года после предшествующих родов, т. е. тогда, когда новая беременность наступила раньше, чем женский организм успел полностью восстановить силы, затраченные на вынашивание и роды предыдущего ребенка, и когда беременность совпала с периодом лактации после предшествующих родов. С увеличением интервала снижаются и размеры детской смертности последующих детей.

Непосредственными причинами повышенной смертности детей, рожденных в пределах года после предшествующих родов, являются врожденные аномалии и желудочно-кишечные болезни.

Наиболее благоприятным интервалом между двумя родами следует признать интервал в 2—3 года. Меньший интервал, как видно из изложенного, обуславливает большую вероятность смерти новорожденного, а больший интервал приведет к тому, что дети высоких порядковых номеров рождения будут рождаться у пожилых матерей, что также является не вполне благоприятным фактором.

**О сопоставимости отечественных показателей детской смертности с зарубежными.** Сопоставимость этих показателей затрудняется различием определений «живорожденный» («мертворожденный»), «недоношенный» ребенок, применяемых в СССР и в зарубежных странах.

В СССР живорожденным считается плод, родившийся после 28 недель беременности с весом не менее 1000 г и длиной тела не менее 35 см. Признаком жизни является дыхание плода (хотя бы один вдох). Плод, родившийся ранее 28 недель беременности, с весом менее 1000 г и длиной тела менее 35 см признается нежизнеспособным (даже при наличии дыхания). Если он не проживет 7 дней после родов, он не зачисляется в число родившихся и относится к поздним выкидышам. Зрелым (доношенным) ребенком считается плод, имевший длину тела не менее 45 см и вес не менее 2500 г. В противном случае плод признается незрелым (недоношенным), соответственно живорожденным или мертворожденным в зависимости от того дышал он или нет.

Зарубежные страны пользуются несколько иными определениями, основанными на рекомендациях ВОЗ (Всемирная организация здравоохранения). «Живорождением является полное отделение или извлечение продукта зачатия из организма матери вне зависимости от продолжительности беременности, причем у плода после отделения наблюдается дыхание и другие признаки жизни, такие, как сердцебиение, пульсация пуповины или вполне определенные движения произвольной мускулатуры независимо от того, перерезана ли пупо-

вина и отделилась ли плацента; такой продукт зачатия рассматривается как живорожденный.

Мертворождением является смерть продукта зачатия до его полного отделения или извлечения из организма матери вне зависимости от продолжительности беременности; на смерть указывает отсутствие у плода после такого отделения дыхания или любых других признаков жизни, таких, как сердцебиение, пульсация пуповины или определенные движения произвольной мускулатуры»<sup>1</sup>.

В ряде зарубежных стран эти определения приняты полностью (США, Канада, Югославия и др.), в некоторых других странах они приняты с ограничениями. Англия, Дания, Венгрия и др. дополняют признаки живорождения сроком беременности не менее 28 недель, а Франция, Бельгия, Болгария, Швейцария не менее 26 недель; Швеция, Австрия, ФРГ, Румыния и Чехословакия причисляют к нежизнеспособным плодам родившихся ранее 28 недель беременности, с длиной менее 35 см и весом менее 1000 г при отсутствии дыхания или других признаков жизни. Это определение близко к определению, принятому в СССР, но не полностью совпадает с ним.

ТАБЛИЦА 128

*Исходы родов в зависимости от физических данных плода и наличия признаков жизни по определению, принятому в СССР и полному определению ВОЗ*

	Родившиеся до 28 недель беременности с весом до 1000 г и длиной менее 35 см				Родившиеся после 28 недель беременности с весом 1000 г и более, длиной 35 см и более			
	без признаков жизни	в асфиксии и нежизнеспособные	умершие в родильном доме	выписанные	без признаков жизни	в асфиксии и нежизнеспособные	умершие в родильном доме	выписанные
Число родившихся	684	107	254	40	579	106	410	45 831
По определению, принятому в СССР	Выкидыши			Живорожденные	Мертворожденные		Живорожденные	
Полное определение ВОЗ	Мертворожденные	Живорожденные			Мертворожденные		Живорожденные	

ВНИИ социальной гигиены и организации здравоохранения им. Н. А. Семашко были произведены сопоставления показателей

<sup>1</sup> Руководство по международной статистической классификации болезней, травм и причин смерти. Пересмотр 1965 г., т. 1, М., 1968, с. 645.

мертворождаемости и недоношенности, вычисленные при определениях жизнеспособности, принятому в СССР, полному определению ВОЗ и его неполному определению (Е. Н. Шиган, Р. К. Игнатьева). Примеры приведены в табл. 128, 129.

ТАБЛИЦА 129

*Исходы родов в зависимости от физических данных плода и наличия признаков жизни по определению, принятому в СССР и неполному определению ВОЗ*

	Родившихся в 28 недель беременности и позднее с весом менее 1000 г и длиной менее 35 см				Родившихся в 28 недель беременности и позднее с весом 2500 г и более и длиной 35 см и более			
	без признаков жизни	в асфиксии и нежизнеспособные	умершие в родильном доме	выписанные	без признаков жизни	в асфиксии и нежизнеспособные	умершие в родильном доме	выписанные
Число родившихся	25	10	32	40	579	106	410	45 831
По определению, принятому в СССР	выкидыши			живорожденные	мертворожденные		живорожденные	
По неполному определению ВОЗ	мертворожденные			живорожденные	мертворожденные		Живорожденные	

Таким образом, по полному определению ВОЗ число живорожденных в этом примере составит 46748, мертворожденных — 1263, а по определениям, принятым в СССР, число живорожденных равняется 46281, мертворожденных — 685 и поздних выкидышей — 1045. Отсюда показатель мертворождаемости по полному определению ВОЗ равен  $\frac{1263 \cdot 1000}{46748 + 1263} = 2,63$ , а по определению, принятому в СССР, —  $\frac{685 \cdot 1000}{46281 + 685} = 1,46$  на 1000 родившихся. Показатели недоношенности соответственно на 1000 родившихся равнялись  $\frac{401 \cdot 1000}{46748} = 8,6$  и  $\frac{40 \cdot 1000}{46281} = 0,86$ .

По неполному определению ВОЗ к живорожденным следует отнести 46323, к мертворожденным — 710, а по определениям СССР к живорожденным — 46281, к мертворожденным — 685 и к поздним выкидышам — 67. В этом примере по неполному определению ВОЗ мертворождаемость составляла  $\frac{710 \cdot 1000}{46323 + 690} = 1,53$ , а по определениям, принятым в СССР, —  $\frac{665 \cdot 1000}{46281 + 665} = 1,42$  на 1000 родившихся.



Так как определение числа живорождений влияет на размеры показателей рождаемости и детской смертности, эти различия следует принимать во внимание при сопоставлении советских и зарубежных показателей. Относительно незначительные различия в определении числа живорожденных окажут мало влияния на коэффициенты рождаемости, что же касается различий в показателях перинатальной и ранней неонатальной смертности, то эти различия могут подчас оказаться весьма заметными. В меньшей степени, но также заметны будут различия размеров поздней неонатальной и всей детской смертности.

## Глава XX

### СТАТИСТИКА КОНЕЧНЫХ РЕЗУЛЬТАТОВ ВОСПРОИЗВОДСТВА НАСЕЛЕНИЯ

**Коэффициент естественного прироста населения.** В результате естественного движения населения (рождаемость и смертность) численность его меняется. Разность уровней рождаемости и смертности определяет естественный прирост. Так, например, рождаемость в данном году составляла 28,5 на 1000 населения, а смертность — 9,7. Показатель естественного прироста в этом случае равен  $28,5 - 9,7 = 18,8$  на 1000.

Если смертность превышает рождаемость, то численность населения убывает, а коэффициент такого прироста имеет отрицательный знак. Например, рождаемость 14,5, смертность 17,8. Прирост населения в этом случае равен  $14,5 - 17,8 = -3,3$  на 1000. Санитарную оценку коэффициента естественного прироста населения нельзя производить без учета уровней рождаемости и смертности, из которых он был получен.

Иногда естественный прирост называют «чистым». Такое название ошибочно, так как под понятием «чистый (или общий) прирост» следует понимать сумму (или разность, если один из них с отрицательным знаком) коэффициентов естественного и механического прироста.

**Санитарная оценка коэффициентов смертности и рождаемости.** Коэффициенты естественного движения служат для медицинского работника важными критериями здоровья населения. Однако надо учитывать, что если более высокий коэффициент смертности при условии одинакового возрастного состава сравниваемых групп населения всегда говорит о худшем санитарном состоянии, то высокий коэффициент рождаемости не всегда указывает на хорошее санитарное состояние.

Коэффициенты естественного прироста населения, полученные в результате высокой рождаемости и высокой смертности, могут быть равны (или даже быть меньше) коэффициентам, полученным при более низкой рождаемости и соответственно низкой смертности.

Так, например, в Европейской России при рождаемости для 1897 г. 50,0 ‰ из 1000 родившихся умирало на первом же году жизни 279 детей, а до 15-летнего возраста доживало только 524 человека. В 1958 г. в СССР, хотя рождаемость снизилась и составляла 25,3 ‰, но из 1000 родившихся умирало на первом году жизни только 41, а вероятность дожить до 15 лет повысилась до 935 человек на 1000 родившихся. Соответствующие коэффициенты естественного прироста населения составляли в 1897 г. 18,3, а в 1958 г. — 18,1 на 1000 населения.

Возникает вопрос: всегда ли можно считать положительным явлением высокие коэффициенты рождаемости? Приходится сделать вывод, что высокую рождаемость только тогда можно считать положительным явлением, когда она не сопровождается высоким уровнем смертности и обуславливает достаточные коэффициенты естественного прироста населения.

Высокая рождаемость, сопровождаемая высокой смертностью, особенно детской, свидетельствует об отрицательном санитарном состоянии населения, она влечет за собой нерациональную затрату труда и материальных средств, идущих на содержание и воспитание погибающей части детей.

В противоположность этому менее высокие коэффициенты рождаемости, сопровождаемые более низкими коэффициентами смертности, в частности детской, характеризуют лучшее здоровье населения.

Превышение смертности над рождаемостью приводит к депопуляции (уменьшению численности населения), что наблюдается у некоторых народностей, подвергающихся особенно жестокой колониальной эксплуатации.

Высокая рождаемость при одновременно высокой смертности характерна для остальных капиталистических и некоторых развивающихся стран, сохранивших пережитки феодализма при одновременном развитии капиталистической эксплуатации.

Для наиболее развитых в технико-экономическом отношении капиталистических стран (Англия, Франция, Бельгия) характерны низкие размеры показателей рождаемости и смертности. Хотя санитарное состояние этих стран лучше, чем Индии, АРЕ и др., естественный прирост населения этих стран невелик и с трудом обеспечивает воспроизводство населения. С санитарной точки зрения сочетание низкой рождаемости и низкой смертности также не может считаться вполне удовлетворительным показателем.

Наиболее благоприятным в санитарном отношении сочетанием показателей естественного движения населения можно было бы считать одновременное наличие относительно высокой рождаемости и низкой смертности.

Целесообразно поэтому оценивать не коэффициент естественного прироста населения, а уровни рождаемости и смертности и их соотношение.

Оценку эту можно производить при помощи следующей схемы (табл. 130).

Приведенная схема в значительной степени условна, хотя и обоснована определенными теоретическими соображениями. Сопостав-

ление с ней фактических уровней рождаемости и смертности позволит до некоторой степени ориентироваться в состоянии здоровья населения данной местности.

Т А Б Л И Ц А 130

Схема оценки коэффициентов естественного движения населения

Оценка	Рождаемость на 1000 населения	Смертность на 1000 населения	Детская смертность на 1000 родившихся
Очень высокие	Больше 40	Больше 20	75 и больше
Высокие	31—40	16—20	61—74
Выше средних	26—30	13—15	50—60
Средние	21—25	11—12	35—49
Ниже средних	16—20	9—10	31—34
Низкие	11—15	8—9	20—30
Очень низкие	до 10	до 8	до 20

**Показатели воспроизводства.** Обычные коэффициенты естественного движения населения (рождаемость, смертность, естественный прирост) характеризуют соотношение рождаемости и смертности в данный момент. Однако эти коэффициенты не дают представления об общем характере воспроизводства населения, так как величина их зависит и от возрастно-полового состава населения. При прочих равных условиях смертность будет ниже там, где в населении меньший процент составляют дети и старики, а рождаемость будет тем больше, чем выше доля женщин в детородном возрасте (15—49 лет). Конкретная возрастно-половая структура населения может обусловить в данный момент относительно большое число родившихся или относительно малое количество умерших. В таком случае в дальнейшем по мере изменения возрастного состава населения будет исчезать и благоприятное соотношение чисел рождений и смертей.

Таким образом, величина естественного прироста сама по себе не может свидетельствовать о расширенном воспроизводстве, обеспечивающим рост населения в будущем.

Для оценки воспроизводства населения с различным возрастно-половым составом обычные коэффициенты естественного движения населения недостаточны. Для более углубленного изучения воспроизводства населения следует пользоваться специальными показателями, отражающими только характер воспроизводства и не зависящими от возрастно-половой структуры населения.

Показатели воспроизводства дают представление о соотношении численности нового и старого поколений. Иначе говоря, они помогают определить, в какой мере живущее в данный момент поколение воспроизводит себе смену. Показатели эти следующие.

**Показатель суммарной плодовитости (детности)** — число детей, рожденных в среднем одной женщиной за весь плодovitый период ее жизни. Он равен сумме повозрастных коэффициентов плодовитости, деленной на 1000. Если повозрастные коэффициенты исчислены для 5 или 10-летних возрастных интервалов, их предварительно умножают на величину интервала. В качестве примера в табл.

131 приведен расчет показателя суммарной плодовитости для СССР за 1965—1966 гг.

Числа графы 3 получены путем умножения на 5 (величина возрастного интервала) чисел графы 2.

Сумма чисел графы 3 (2467) показывает число детей, рожденных 1000 женщин за весь плодovитый период жизни. На одну женщину в среднем приходилось, следовательно,  $2467 : 1000 \approx 2,5$  детей.

В а л о в о й ( г р у б ы й ) показатель воспроизводства (брутто-коэффициент) — число девочек, рожденных в среднем одной женщиной за весь период плодovитой жизни. Получают этот показатель путем

умножения предыдущего показателя на долю девочек среди родившихся. Так, в числе родившихся в СССР в 1965—1966 гг. девочки составляли 48,7%. Соответственно валовой показатель воспроизводства равен  $2,467 \times 0,487 = 1,20$ .

Так как половой состав населения не всегда одинаков, а рождение будущего поколения — функция женской части населения, этот показатель точнее характеризует воспроизводство, чем предыдущий.

Однако и этот показатель недостаточно точен, так как не учитывает того, что некоторая часть женщин, доживших до 15 лет (возраст, когда женщина обычно становится способной к деторождению), умрет, не достигнув 50 лет (возраст, когда обычно у женщины исчезает способность деторождения). Умершие раньше 50 лет имеют вероятность родить меньше детей, чем их сверстницы, благополучно дожившие

до конца детородного периода жизни. Следовательно, валовой показатель дает завышенное представление о подлинных размерах воспроизводства. Более точным является так называемый очищенный показатель воспроизводства.

Очищенный показатель воспроизводства (показатель чистого воспроизводства, нетто-коэффициент) имеет то же значение, что и предыдущий, но при его вычислении учитывают не только уровни рождаемости, а и размеры смертности в данной группе населения, отраженные в таблицах смертности.

Пример вычисления показателя на материалах СССР 1965—1966 гг. представлен в табл. 132.

В графе 2 проставлена численность женщин в стационарном населении из краткой таблицы смертности женского населения СССР 1958—1959 гг., в графе 3 — повозрастные показатели плодовитости на 1000 женщин в СССР в 1965—1966 гг. Числа графы 4 получают путем следующих расчетов: у 1000 женщин в возрасте 15—19 лет

ТАБЛИЦА 131

Исчисление показателя суммарной плодовитости

Возраст (в годах)	Показатели плодовитости	
	за год	за весь возраст- ной интервал
1	2	3
15—19	25,5	127,5
20—24	159,6	798,0
25—29	136,0	680,0
30—34	97,0	485,0
35—39	50,0	250,0
40—44	19,1	95,5
45—49	4,4	22,0
Итого	—	2467,0

родится 25,5 детей, следовательно, у 469 303 женщин родится  $(469303 \times 25,5) : 1000 = 11\,967$  детей, в возрасте 20—24 года «ожидаемое» число детей составит  $(466\,567 \times 159,6) : 1000 = 72\,781$  и т. д. Общее количество рожденных детей (сумма чисел графы 4) составит 225 633, из которых девочек 49%, т. е. 110 560. Следовательно, на 100 000 женщин — начальное число таблиц смертности ( $L_x$ ) — приходилось 110 560 рожденных девочек или в среднем на одну женщину 1,105 (результаты расчета приближенные, так как  $L_x$  взято не за 1965—1966 гг., как это следовало бы, а за 1958—1959 гг. из последней опубликованной для СССР таблицы смертности и средней продолжительности жизни).

ТАБЛИЦА 132

*Исчисление очищенного показателя воспроизводства*

Возраст (в годах)	Численность женщин в стационарном населении из таблицы смертности населения СССР в 1958—1959 гг.	Возрастные коэффициенты плодovitости 1000 женщин в 1965—1966 гг.	«Ожидаемое» число рождений
1	2	3	4
15—19	469 303	25,5	11 967
20—24	466 567	159,6	72 781
25—29	463 431	136,0	63 027
30—34	459 782	97,0	44 599
35—39	455 374	50,0	22 769
40—44	449 654	19,1	8 588
45—49	432 351	4,4	1 902
Всего	—	—	225 633

Оценку полученного показателя производят на основе следующих соображений.

Если бы у 1000 женщин родилось только 1000 дочерей, то это означало, что численность населения в следующем поколении не изменилась, а очищенный показатель воспроизводства равнялся бы единице. Показатель меньше единицы характеризует суженное воспроизводство, убыль населения, т. е. данное население при свойственных ему уровнях рождаемости и смертности не может воспроизвести себя в следующем поколении.

Очищенный показатель воспроизводства больше единицы говорит о расширенном воспроизводстве, т. е. о росте населения в тем большей степени, чем больше показатель

Опубликованные показатели воспроизводства населения СССР были равны в 1965—1966 гг. брутто-коэффициент 1,196, нетто — 1,134 несколько больше, чем в приведенном выше для примера расчете; в 1966—1967 гг. соответственно 1,187 и 1,128.

**Воспроизводство населения в СССР и некоторых странах.** За время между переписями населения 15/1 1959 г. и 15/1 1970 г. численность

населения СССР выросла с 208,8 млн. до 241,7 млн. человек, т. е. на 33 млн. или в среднем за год на 3 млн. человек. Прирост таким образом составил в среднем за год примерно 13,0 на 1000 населения.

Коэффициенты рождаемости и смертности в СССР приведены в табл. 133.

Опубликованные материалы переписи 1959 г. и некоторые последующие материалы дали возможность углубить сравнительный анализ соотношения рождаемости в СССР и в наиболее экономически развитых капиталистических странах. Как известно, размеры обычных коэффициентов рождаемости зависят не только от интенсивности воспроизводства населения, но и от возрастного и полового состава населения

ТАБЛИЦА 133

Рождаемость и смертность населения СССР (в ‰)

Годы	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост
1913	45,5	29,1	16,4
1940	31,2	18,0	13,2
1950	26,7	9,7	17,0
1955	25,7	8,2	17,5
1960	24,9	7,1	17,8
1965	18,4	7,3	11,1
1966	18,2	7,3	10,9
1967	17,4	7,6	9,8
1968	17,3	7,7	9,6
1969	17,0	8,1	8,9
1970	17,4	8,2	9,2
1971	17,8	8,2	9,6

и от уровня брачности. В результате потерь мужского населения на войне в СССР создано менее благоприятное, чем ранее, соотношение численности мужского и женского населения. Вследствие этого некоторая часть женщин не смогла вступить в брак, что, естественно, ограничило возможность рождения ими детей. И действительно, по опубликованным ЦСУ СССР данным, в СССР из числа женщин в возрасте старше 16 лет состояло в 1959 г. в браке только 52%, тогда как в США в этом году доля женщин этого возраста, состоявших в браке, равнялась 66%,

в Англии (1958) — 64%, во Франции (1958) — 60%, в ФРГ (1958) — 58%. В то же время из числа мужчин в возрасте 21—34 года состояло в браке в 1959 г. в СССР 70%, а в США — 68%; в возрасте 35—44 года — соответственно 96 и 85%; в 45—54 года — 96 и 84%. В Англии, Франции и ФРГ процент состоящих в браке мужчин близок к показателям США. Следовательно, «резервы» не состоящих в браке мужчин в СССР были почти полностью исчерпаны, тогда как в других названных странах они были еще достаточно велики. В связи с этим коэффициенты плодовитости женщин в возрасте 15—49 лет, составлявшие в СССР в 1938—1939 гг. 139,5 на 1000 женщин этого возраста, в 1958—1959 гг. снизились до 88,7, а к 1965—1966 гг. до 70,8. Соответствующие коэффициенты равнялись: в Англии — 70 на 1000 женщин в возрасте 15—49 лет (1967); во Франции — 69 и в ФРГ — 68 (1963 г.). Только в США коэффициент общей плодовитости — 71, оказался в эти годы равным коэффициенту в СССР. Однако если сопоставить коэффициенты брачной плодовитости (наиболее точный измеритель напряженности генеративной функции женщин), то картина будет другая. Коэффициент брачной плодовитости в СССР составлял в 1926—1927 гг. на 1000 женщин в возрасте 20—49 лет 268; в 1958—1959 гг. он снизился до 199 (в этом также сказались санитар-

ные последствия Великой Отечественной войны 1941—1945 гг.), но оставался более высоким не только, чем в Англии (127), Франции (156) и ФРГ (145), но был выше, чем в США (184). В последнее время коэффициенты брачной плодовитости равны в Англии — 108,3 (1961), во Франции — 112,5 (1963), в ФРГ — 132,7 (1963), в США — 132,7 (1960).

Числа родившихся на 1000 женщин соответствующего возраста равнялись в СССР (табл. 134):

ТАБЛИЦА 134

*Повозрастные коэффициенты общей плодовитости в СССР \**

Возраст (в годах)	1938—1939 гг.	1958—1959 гг.	1965—1966 гг.	1970—1971 гг. **
15—49	139,5	88,7	70,8	66,9
15—19	37,8	29,2	25,5	32,0
20—24	214,4	162,2	159,6	170,2
25—29	230,6	164,8	136,0	132,1
30—34	183,5	110,1	97,0	87,1
35—39	131,7	66,6	50,6	49,6
40—44	68,1	24,1	19,1	14,9
45—49	19,0	5,0	4,4	2,4

\* «Вестник статистики», 1969, № 11, с. 89.

\*\* Народное хозяйство СССР, 1922—1972, М., 1972, с. 42.

Приведенные числа подтверждают снижение общей плодовитости у всех возрастных групп женщин в 1965—1966 гг. по сравнению с 1958—1959 гг. и 1938—1939 гг. В 1970—1971 гг. при незначительном снижении общей плодовитости отмечается увеличение повозрастных коэффициентов общей плодовитости у женщин 15—24 лет.

Однако процесс снижения рождаемости, имеющей место во всех экономически развитых странах, наблюдается в настоящее время и в СССР. Он начинает угрожать нормальному воспроизводству населения. Это требует детального изучения причин снижения рождаемости в СССР и организации необходимых мероприятий для ее прекращения. В числе их играют свою роль и медико-санитарные мероприятия, осуществляемые врачами. Так как причины неравномерного уровня рождаемости в отдельных районах нашей страны различны, то и мероприятия для борьбы со снижением рождаемости также могут быть неодинаковы в различных республиках и областях СССР. Следовательно, одна из задач работников здравоохранения — исследование местных причин снижения рождаемости, разработка и осуществление мероприятий по обеспечению нормального уровня воспроизводства населения.

РАЗДЕЛ Б

# СТАТИСТИКА ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ И ФИЗИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ НАСЕЛЕНИЯ

---

Глава XXI

## МЕТОДЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО ИЗУЧЕНИЯ ОБЩЕЙ ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ

**Место заболеваемости в ряду статистических критериев здоровья населения.** Социалистическое здравоохранение создает необходимые возможности для постоянного, глубокого и объективного изучения заболеваемости населения. Поэтому изучение заболеваемости населения в СССР является одним из важнейших разделов научных статистических исследований здоровья населения в целом и его отдельных групп (возрастно-половых, профессиональных и пр.). Материалы о заболеваемости населения имеют первостепенное значение для научной организации здравоохранения всей страны, для текущего и перспективного планирования развития сети учреждений и органов здравоохранения, а также для правильной политики подготовки медицинских кадров. Особенно важна роль данных о заболеваемости населения в вопросах научно обоснованного нормирования потребностей медицинского обслуживания как в СССР в целом, так и в отдельных его республиках, краях, областях и городах.

Сложность статистического изучения, объективной характеристики и оценки заболеваемости населения зависит от социальной ее обусловленности и многообразия причин, влияющих на уровень и структуру заболеваемости.

Многочисленными отечественными и зарубежными исследователями доказано, что состав и размеры заболеваемости населения в целом и его отдельных качественно однородных групп в первую очередь зависят от факторов социально-экономического порядка.

Низкий жизненный уровень, нищета, неблагоприятные жилищно-бытовые условия населения ряда развивающихся стран служат и до сих пор основным фактором, способствующим массовому распространению в них таких острых заразных болезней, как сыпной и возвратный тифы, брюшной тиф, дизентерия и др., и многих неэпидемических болезней (туберкулез, венерические болезни, трахома и др.).

Так, например, если в последнее десятилетие сыпной и возвратный тифы регистрируются в Европе в десятках и сотнях случаев (в 1963 г., например, 233 случая), то в Африке они исчисляются тысячами (в том же 1963 г. был зарегистрирован 6961 случай)<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Бароян О. В. Очерки по мировому распространению важнейших заразных болезней человека. М., 1967, с. 126—127, 133.



Статистический анализ особенностей заболеваемости населения мира позволяет установить наиболее характерные для середины XX в. типы патологии: неэпидемический, эпидемический и переходный<sup>1</sup>.

Н е э п и д е м и ч е с к и й тип патологии характеризуется распространением хронических заболеваний (сердечно-сосудистая патология, злокачественные новообразования, эндокринные, нейро-психические и другие расстройства) и травматизма. В структуре причин смертности населения эти заболевания составляют от 65 до 80% (в том числе злокачественные новообразования — до 20%). Он проявляется в настоящее время в экономически развитых странах Европы, Северной Америки, в Японии, Австралии и Новой Зеландии. Для СССР и других европейских социалистических стран Европы также характерен этот тип патологии.

Э п и д е м и ч е с к и й тип патологии характеризуется массовым распространением инфекционных и паразитарных заболеваний и высокой долей смертности от них населения. Он проявляется в развивающихся странах Африки, Азии и Латинской Америки, где до 70% всех случаев заболеваний и всех причин смерти населения приходится на инфекционную патологию.

П е р е х о д н ы й тип патологии характеризуется тем, что в ряде стран (Португалия, Мексика, Турция и др.), наряду с инфекционными заболеваниями, все более широкое развитие получают сердечно-сосудистые болезни, злокачественные опухоли и травматизм.

В СССР в результате проведения серьезнейших экономических преобразований, а также достижений медицины и здравоохранения значительно снизился уровень заболеваемости, ряд болезней вообще исчез или составляет ничтожные по своему уровню величины. В СССР вовсе ликвидированы оспа, чума, малярия, ришта и ряд других болезней, имевших широкое распространение в дореволюционной России. В десятки раз снизилась заболеваемость брюшным тифом и паратифами, дифтерией, также имевшими значительное распространение в дореволюционной России. Практически сейчас повсеместно ликвидирована трахома. Только за последние годы (1950—1960 гг.) более чем в два раза снижена заболеваемость туберкулезом городского населения.

Советский Союз является единственной страной в мире, где показатели заболеваемости на протяжении полувека всегда считались одними из важнейших при оценке здоровья населения (в отличие от подавляющего большинства капиталистических стран, в которых в качестве такого показателя рассматривалась только смертность населения). В последние годы к СССР присоединились в этом отношении многие страны мира, в первую очередь страны социалистического содружества.

Заболеваемость населения как явление и процесс характеризуется очень сложными влияниями и взаимоотношениями индивидуального и коллективного, биологического и социального. Методы учета и

---

<sup>1</sup> Литвинова Е. В., Петраков Б. Д. В кн.: Методические основы изучения здоровья населения. М., 1968, с. 214—220.

анализа заболеваемости населения постоянно развиваются и видоизменяются в соответствии с меняющимися задачами здравоохранения.

Данные о заболеваемости служат объективным методом оценки уровня и изменений в здоровье населения и одним из критериев оценки работы медицинских учреждений и органов здравоохранения.

Изучается заболеваемость населения методами санитарной статистики. С этой целью организован повсеместный учет заболеваний у обращающихся за медицинской помощью во все лечебные учреждения, у больных, находящихся на стационарном лечении, а также выявленных при медицинских осмотрах.

Наличие в СССР системы государственного социалистического здравоохранения и социального страхования создает необходимые объективные условия для систематической регистрации заболеваний и глубокого, всестороннего изучения и анализа уровня, структуры и динамики заболеваемости.

В СССР сложилась стройная система статистического изучения заболеваемости населения. Статистика заболеваемости включает ряд важных разделов, характеризующихся своеобразными и только им присущими методами сбора, обработки и анализа данных. К их числу относятся:

- 1) заболеваемость по данным обращаемости населения за медицинской помощью;
- 2) заболеваемость по данным медицинских осмотров;
- 3) заболеваемость по данным о причинах смерти населения.

Из приведенного перечня разделов статистики заболеваемости видно, насколько сложен и многообразен объект ее изучения. Заболеваемость населения не может быть изучена каким-либо одним способом; только всестороннее изучение может способствовать объективному познанию ее закономерностей.

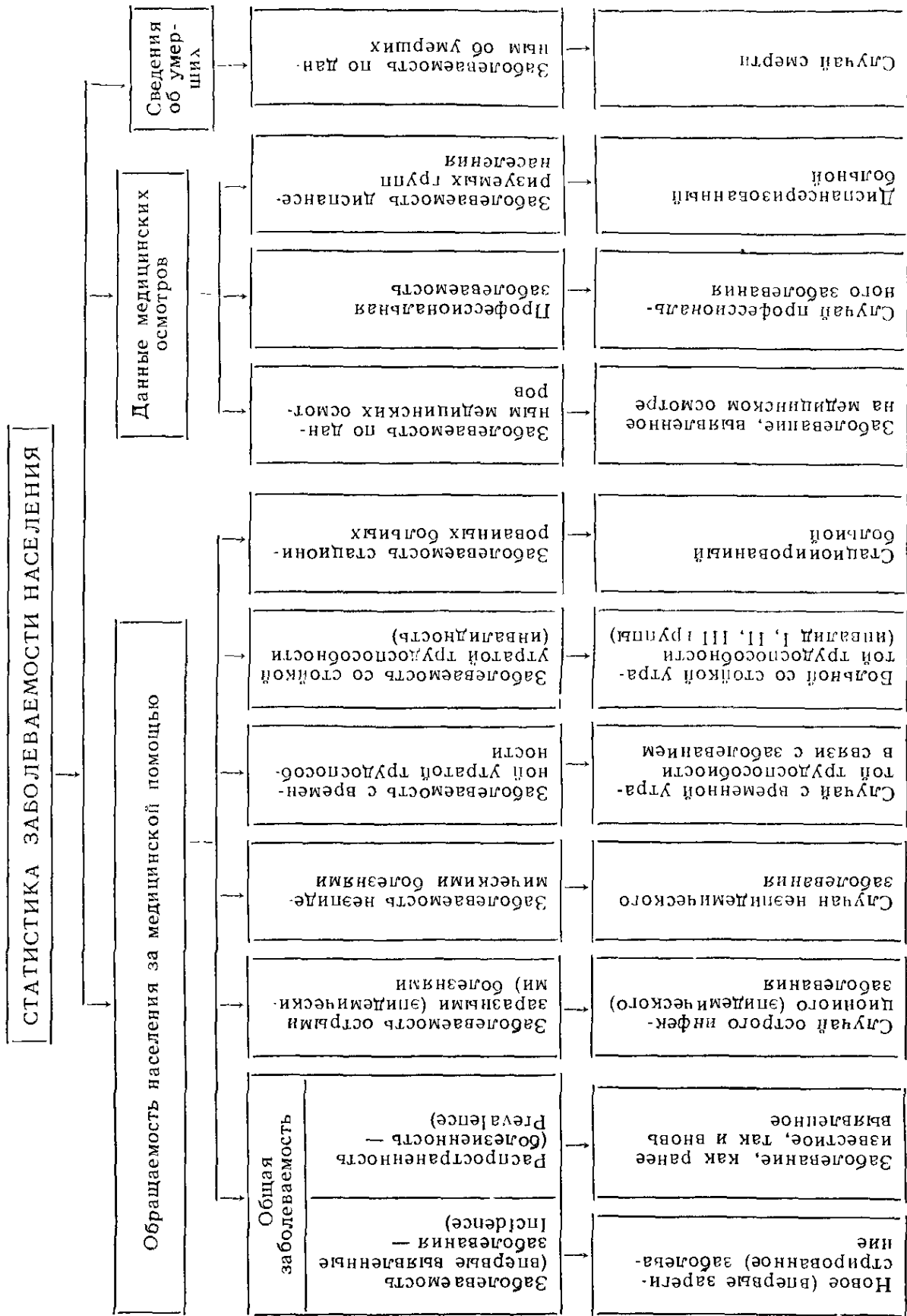
Источниками научного изучения заболеваемости населения могут служить как данные обязательного повсеместного учета обращаемости за медицинской помощью (вне зависимости от вида и характера амбулаторно-поликлинического учреждения), так и сведения из стационаров, диспансеров, листки нетрудоспособности, данные профилактических и периодических медицинских осмотров. Большое значение имеют также специальные обследования для выявления заболеваемости населения.

Для статистического наблюдения могут использоваться как официально установленные документы медицинского учета, так и специально разрабатываемые формы учетных документов.

В любом случае, однако, качество первичной регистрации данных о каждом заболевании определяющим образом влияет на исход исследования в целом, т. е. дальнейшего углубленного научного изучения особенностей заболеваемости каждой конкретной группы населения. Вместе с тем, при прочих равных условиях качество сведений о заболеваемости населения определяется степенью доступности и специализации врачебной помощи, уровнем статистической подготовки медицинского (главным образом — врачебного) персонала, а также состоянием медицинской науки и практики здравоохранения в целом.

Схема

санитарно-статистического изучения заболеваемости населения



Источники информации для изучения заболеваемости населения

Вид заболеваемости (раздел статистики заболеваемости)

Единица статистического наблюдения

Общая схема изучения заболеваемости населения в СССР представлена на стр. 279.

Для полного и всестороннего представления о заболеваемости населения целесообразно иметь статистические материалы по следующим основным ее видам: общая заболеваемость (заболеваемость, распространенность), заболеваемость острыми инфекционными (эпидемическими) и важнейшими неэпидемическими болезнями, заболеваемость с временной и стойкой утратой трудоспособности, заболеваемость стационарированных больных, заболеваемость по данным медицинских осмотров (обследований), профессиональная заболеваемость, заболеваемость диспансеризуемых групп населения, заболеваемость по данным об умерших (по причинам смерти). Каждому виду заболеваемости присущи специфические формы и методы сбора, обработки и анализа первичных материалов.

Система научного статистического изучения заболеваемости населения, принятая в СССР, предполагает наличие двух важнейших взаимно дополняющих друг друга методов — сплошного учета и выборочных исследований.

Если первый из них позволяет иметь исчерпывающие по охвату материалы о заболеваемости населения (вся страна, вся республика и т. д.), то второй обеспечивает получение значительно более глубоких по содержанию данных, но о меньшем числе единиц наблюдения.

Повсеместный и сплошной учет всех заболеваний необходим в тех случаях, когда по поводу каждого из них должны быть приняты соответствующие меры противоэпидемического или санитарно-гигиенического порядка (острые заразные болезни, острые отравления и др.) или должны быть проведены мероприятия по обязательной диспансеризации больных (туберкулез, злокачественные новообразования, сердечно-сосудистые заболевания и др.). Во всех остальных случаях достаточно точные сведения о заболеваемости населения в целом и его отдельных групп могут быть получены путем выборочного изучения.

В СССР накоплен большой опыт осуществления исследований заболеваемости населения обоими методами. До самого последнего времени изучение заболеваемости населения в масштабе всей страны проводилось преимущественно по методу сплошного учета. Выборочное изучение общей заболеваемости всего населения СССР было осуществлено в 1969—1971 гг., применительно к Всесоюзной переписи населения СССР 1970 г.

При наличии в СССР строго установленной системы повсеместного и обязательного учета обращений населения за медицинской помощью обеспечиваются все необходимые условия как для периодического получения сведений о заболеваемости населения по ограниченному кругу показателей, так и проведения специально организуемых выборочных исследований по значительно большему их числу.

Многообразие существующих статистических методов проведения выборки (главы I и VI) позволяет в каждом случае, при изучении того или иного вида заболеваемости, разрабатывать соответствующую методологию выборочного медицинского исследования и осу-

ществлять ее на практике. При этом, естественно, должны быть строго очерчены как задачи и цели исследования, так и система реализации полученных материалов.

При статистическом изучении заболеваемости населения нельзя не учитывать также масштаб работы и потребителя. Совершенно различны цели и задачи изучения заболеваемости населения с позиции участкового врача, главного врача больницы, заведующего городским и областным отделами здравоохранения, работников министерства здравоохранения республики и страны в целом. Поэтому не может быть единой для всех системы статистического изучения заболеваемости населения. Наиболее общие задачи могут решаться с помощью статистической отчетности, все же специально медицинские, более частные задачи изучения заболеваемости населения должны быть предметом выборочных статистических исследований.

Так, например, для осуществления руководства лечебным делом главный врач больницы должен постоянно иметь статистические данные о составе больных, находящихся на лечении, о сроках госпитализации, длительности пребывания в стационаре, занятости коек и др. Такие материалы могут разрабатываться в больнице по данным первичного медицинского учета. Этот же вопрос в масштабе республики или страны может быть решен путем осуществления выборочных исследований стационарированных больных.

Таким образом, статистическое изучение и анализ материалов о заболеваемости населения СССР должны осуществляться с использованием различных способов и методов, выработанных санитарной статистикой, и обязательно базироваться на достижениях современной науки и вычислительной техники с использованием централизованного и децентрализованного способов обработки данных.

Одной из главных методологических предпосылок научного изучения заболеваемости населения, наряду с единством методов и способов сбора и обработки первичных медицинских данных о заболеваниях, является наличие специально разработанной классификации и номенклатуры болезней, травм и причин смерти.

**Статистическая классификация и номенклатура болезней, травм и причин смерти.** Классификация и номенклатура болезней, разработанная с учетом последних достижений медицинской науки и практики здравоохранения, является необходимым условием проведения любых санитарно-статистических работ, направленных на изучение заболеваемости населения. Значение ее, однако, далеко выходит за рамки статистики. Классификация и номенклатура болезней, травм и причин смерти, отражая современный мировой уровень развития медицинской науки, способствует научно обоснованному углубленному изучению состояния здоровья населения и его отдельных групп, устанавливает единое понимание всех встречающихся болезней и в значительной степени дисциплинирует мышление врачей.

Основное статистическое назначение классификации и номенклатуры болезней заключается в том, что с помощью этого документа может быть осуществлена научная группировка и сводка материалов о заболеваемости и смертности населения. Классификация болезней

позволяет осуществить группировку заболеваний с учетом их связи между собой. Без подобной группировки невозможно осуществить сопоставление данных об уровне и структуре заболеваемости населения по отдельным предприятиям, районам, городам, республикам, по возрасту, полу, профессии и т. д.; нельзя дать количественную и качественную характеристику особенностям заболеваемости и выявить наиболее важные ее закономерности.

С целью обеспечения максимальной простоты и доступности классификация болезней дополняется обычно специальными справочными пособиями: а) развитие рубрик номенклатуры болезней, б) алфавитный перечень диагностических обозначений. Оба эти приложения к классификации болезней способствуют единообразному отнесению болезней к тому или иному классу, группе, рубрике и правильной их медицинской шифровке при подготовке первичных материалов к дальнейшей статистической разработке (как ручной, так и механизированной).

Для сравнения и анализа материалов об уровне и особенностях заболеваемости населения различных стран и континентов настоятельно необходима единая международная статистическая классификация болезней, травм и причин смерти.

Первая международная классификация и номенклатура болезней была принята в 1900 г. и пересматривалась в дальнейшем семь раз. В 1968 г. была введена в международную практику классификация болезней, травм и причин смерти 8-го пересмотра, принятая Ассамблеей Всемирной организации здравоохранения (ВОЗ) в 1965 г. и действующая ныне в СССР<sup>1</sup>.

Международная классификация болезней, травм и причин смерти восьмого пересмотра включает семнадцать классов болезней. Каждый класс болезней подразделяется на группы, группы — на рубрики и подрубрики. Принцип деления на группы различен в зависимости от класса болезней. Так, в классе инфекционных и паразитарных болезней группы выделяются по этиологическому признаку: кишечные инфекции; туберкулез; бактериальные зоонозы, полиомиелит и другие энтеровирусные болезни ЦНС; вирусные инфекции, сопровождаемые сыпью; сифилис и другие венерические болезни; микозы; гельминтозы.

В классе II — новообразования — группировка осуществлена по системам органов (новообразования полости рта и глотки, новообразования органов пищеварения и брюшины и т. д.) и характеру новообразования (злокачественные, доброкачественные, неуточненные).

В класс VIII — болезни органов дыхания — включены следующие группы: острые респираторные инфекции; грипп; пневмония; бронхит, эмфизема, астма; другие болезни верхних дыхательных путей; другие болезни органов дыхания.

В классе XVII «Несчастные случаи, отравления и травмы» предусмотрены классификация по внешней причине (несчастные случаи, связанные с железнодорожным транспортом и т. д.) и классификация по характеру травмы (переломы черепа, позвоночника и

---

<sup>1</sup> Статистическая классификация болезней, травм и причин смерти. М., 1969.

костей туловища, ожоги, неблагоприятные реакции, связанные с введением медикаментозных средств и др.).

При проведении статистических разработок данных о заболеваемости и смертности населения ВОЗ предусматривает ряд специальных списков болезней, включающих от 50 до 300 групп причин (перечни А, В, С, D, и Р).

Для обеспечения сопоставимости данных о заболеваемости и смертности населения различных стран и континентов, ВОЗ дает также рекомендации по унификации возрастных группировок для общих целей (три варианта), для специальной статистики детской смертности (три варианта), а также группировку по территориальному районированию (городское, сельское население; крупные административные подразделения и др.).

**Изучение заболеваемости населения по данным об обращаемости за медицинской помощью.** Регистрация обращений населения за медицинской помощью при существующих в СССР условиях доступности врачебной и специализированной помощи для всех групп и категорий населения обеспечивает получение разносторонних, хотя и недостаточно полных сведений о его заболеваемости.

На основе данных об обращаемости населения за медицинской помощью могут быть изучены заболеваемость и болезненность населения, заболеваемость острыми инфекционными и важнейшими неэпидемическими болезнями, заболеваемость с временной и стойкой утратой трудоспособности, заболеваемость стационарированных больных.

В каждом конкретном случае следует учитывать, что обращаемость населения за медицинской помощью сама по себе определяется рядом факторов, к числу которых прежде всего относятся доступность амбулаторно-поликлинической и стационарной помощи (расстояние, число врачей, число коек, организация амбулаторно-поликлинического приема и др.), активность в работе амбулаторно-поликлинического звена (активные посещения больных, диспансерное наблюдение, санитарно-просветительная работа, медицинские осмотры), степень специализации медицинской помощи (наличие врачей специалистов, специализация коечного фонда, оснащенность соответствующей медицинской аппаратурой), законодательство в области социального страхования и врачебно-трудовой экспертизы, культурный уровень населения и сознательность в отношении к состоянию своего здоровья.

Любые сопоставления статистических данных о заболеваемости населения по материалам его обращаемости за медицинской помощью должны производиться с обязательным учетом воздействия всех перечисленных факторов, определяющим образом влияющих на показатели заболеваемости.

Следует также иметь в виду, что, несмотря на доступность медицинской помощи населению в СССР, данные о заболеваемости, получаемые на основе материалов об обращаемости, характеризуют только зарегистрированную заболеваемость, а не истинную, в подлинном смысле этого слова.

Изучение заболеваемости населения по данным о его обращаемости за медицинской помощью может быть построено в методическом

отношении различно: это либо материалы так называемой текущей оперативной статистики заболеваемости, собираемой с помощью системы документов медицинской отчетности, либо материалы специально организуемых, как правило выборочных, исследований заболеваемости.

**Общая заболеваемость населения.** Под общей заболеваемостью населения понимают уровень заболеваний среди тех или иных конкретных групп населения за определенный календарный период.

Методика изучения общей заболеваемости населения по данным о его обращаемости за медицинской помощью была создана земскими санитарными врачами-статистиками Е. А. Осиповым, П. И. Куркиным, С. М. Богословским и др. Уже в дореволюционной России были накоплены большие фактические материалы, позволившие характеризовать уровень и структуру общей заболеваемости части населения страны.

Работа по изучению общей заболеваемости была продолжена после Великой Октябрьской социалистической революции и проводилась в различных местностях вплоть до Великой Отечественной войны (Г. А. Баткис, С. М. Богословский, Л. А. Брушлинская, Е. Э. Бен, П. М. Козлов, П. И. Куркин, П. А. Кувшинников, А. М. Мерков, Б. Я. Смулевич, С. А. Томилин, А. А. Чертов и др.). В послевоенный период на территории СССР была введена система сплошного учета общей заболеваемости (1949 г.), которая затем частично видоизменялась (1953—1954 гг.), но сохранялась практически до недавнего времени (1969 г.).

Большая работа по изучению общей заболеваемости различных групп населения СССР развернулась в 1958—1959 гг. в связи с проведением Всесоюзной переписи населения. Под руководством отдела санитарной статистики ВНИИ социальной гигиены и организации здравоохранения им. Н. А. Семашко и научно-методического бюро санитарной статистики Министерства здравоохранения РСФСР было проведено обследование, которое охватило около 100 городов 13 союзных республик с численностью населения около 20 млн. человек. Результаты этих работ были частично опубликованы.

В качестве иллюстрации приводим сводную таблицу общей заболеваемости населения по данным обращаемости, составленную по опубликованным материалам за годы, примыкающие к Всесоюзной переписи населения 1959 г. (табл. 135, рис. 31).

Сущность принятого в СССР метода изучения заболеваемости населения по его обращаемости за медицинской помощью до недавнего времени заключалась в текущей регистрации вновь выявленных заболеваний с помощью специального учетного талона во всех амбулаторно-поликлинических учреждениях Министерства здравоохранения СССР. Затем осуществлялась децентрализованная разработка талонов и составление медицинской отчетности.

Углубленный анализ данных общей заболеваемости может включать в себя также характеристику фактически болевших лиц, распределение их по кратности обращений и др. С этой целью, однако, должны разрабатываться данные амбулаторных карт.



Изучение общей заболеваемости населения осуществляется в плане обязательного статистического учета в учреждениях и органах Министерства здравоохранения СССР (эпидемические, важнейшие неэпидемические болезни, болезни, подлежащие обязательной диспансеризации) и путем специально планируемых и проводимых углубленных выборочных исследований по значительно более широкой программе.

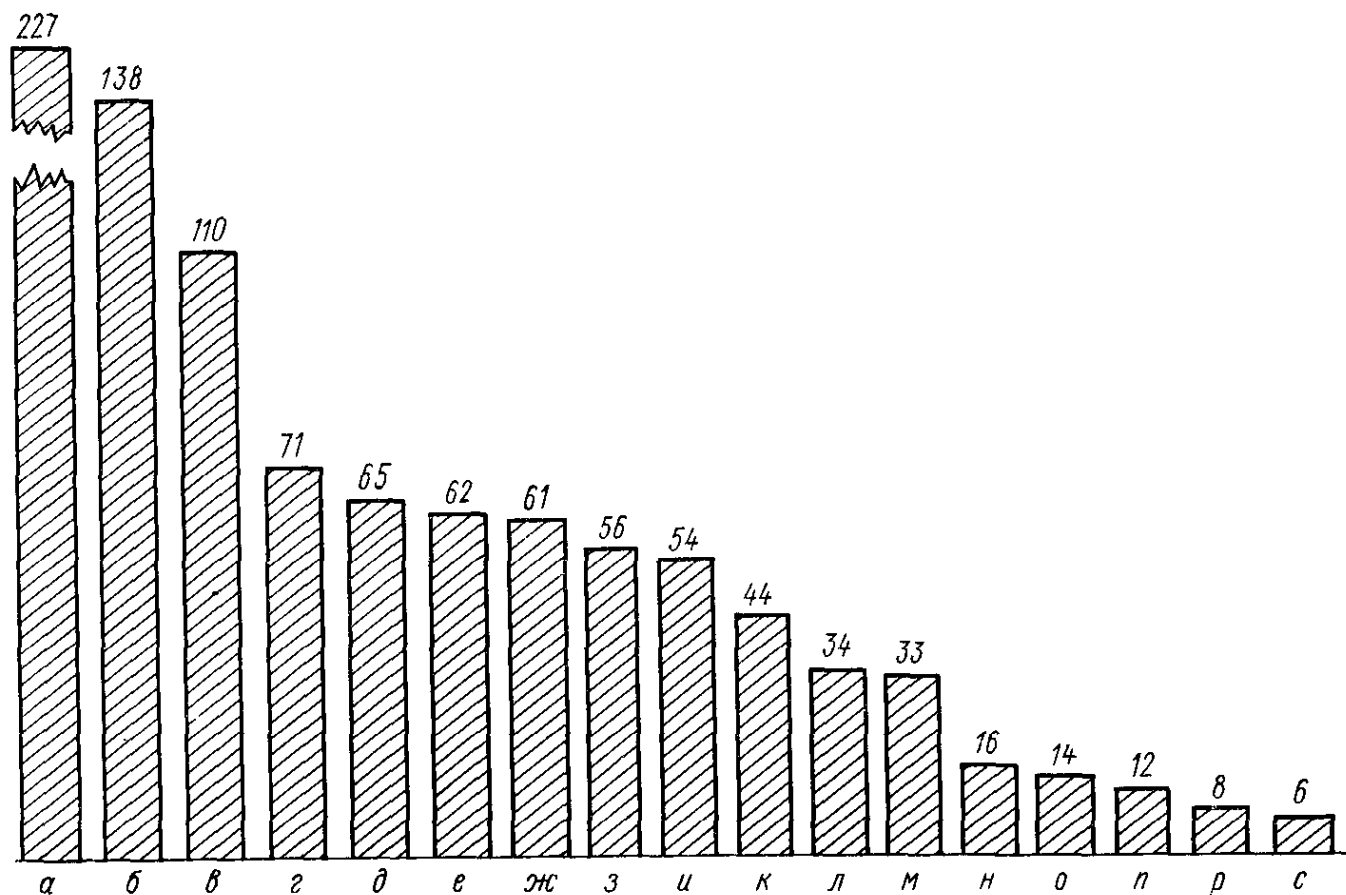


Рис. 31. Уровень общей заболеваемости (по обращаемости) населения 68 городов РСФСР (1958 г.) по классам (группам) болезней (в ‰).

а — грипп и катар верхних дыхательных путей; б — инфекционные болезни; в — травмы; г — болезни уха, горла, носа; д — болезни органа зрения; е — болезни органов кровообращения; ж — болезни кожи; з — болезни органов пищеварения; и — болезни нервной системы; к — болезни органов дыхания; л — болезни женских половых органов; м — болезни костей, сочленений, мышц; н — паразитарные болезни; о — болезни почек и мочевых путей; п — новообразования; р — ревматизм; с — болезни эндокринной системы.

Вне зависимости от метода сбора и обработки первичных данных материалы общей заболеваемости должны характеризовать уровень и структуру встречающихся среди населения болезней, показывать их динамику и важнейшие особенности в связи с влиянием основных социально-гигиенических факторов и условий среды. Большое значение имеют статистические материалы общей заболеваемости для целей планирования здравоохранения. Данные обращаемости по острым заболеваниям могут быть положены также в основу прогнозирования заболеваемости населения этими нозологическими формами. По группе хронических болезней число обращений за медицинской помощью значительно ниже фактического числа заболеваний. Здесь на помощь приходит диспансерная статистика и материалы заболева-

Сводная таблица общей заболеваемости населения по данным обраçаемости  
(на 1000 населения) \*

Города	Название болезни																						
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	
Всего без болезней зубов	Ангина	Грипп и катар верхних дыхательных путей	Флегмоны и абсцессы	Травмы	Отравления	Ревматизм	Болезни эндокринной системы	Болезни нервной системы	Лоснично-к-рестцовый радикулит	Нервы	Болезни органов зрения	Конъюнктивит	Болезни органов дыхания	Очаговая пневмония	Болезни органов кровообращения	Гипертоническая болезнь	Болезни органов пищеварения	Язвенная болезнь	Болезни мочевой системы	Болезни костей, мышц и соединительн.	Болезни кожи		
1																							
65 городов РСФСР, 1958 г.	1046,1	65,7	226,6	14,4	110,3	1,4	8,1	6,1	54,4	26,4	17,7	65,5	27,0	44,0	13,6	62,8	21,6	56,3	4,7	13,6	33,8	61,4	
11 городов БССР, 1958 г.	1151,1	90,8	227,1	17,1	85,4	4,5	9,2	8,3	59,6	—	—	52,5	—	79,1	27,9	59,4	13,9	70,5	6,2	11,8	40,0	71,6	
5 городов, 1956—1962 г.	1076,9	60,0	211,2	12,3	71,7	2,2	6,6	7,4	50,1	21,8	13,3	44,9	22,1	68,0	28,0	56,2	14,8	93,0	4,4	10,8	26,3	52,2	
Минск, 1955 г.	1106,1	89,5	257,7	17,9	84,7	2,4	6,5	4,0	58,9	—	—	79,0	—	84,6	—	46,9	—	47,8	—	9,2	28,7	54,3	
Иваново, 1955 г.	1225,5	76,8	239,5	8,9	116,8	1,3	9,2	3,2	56,2	23,6	17,4	81,5	33,3	57,5	23,0	74,1	22,3	83,5	5,2	13,3	36,7	81,3	
Калинин, 1958 г.	1144,8	71,8	231,3	—	106,0	1,5	6,0	9,3	77,9	29,2	18,7	65,0	26,0	54,7	20,5	73,5	21,7	63,5	5,7	11,9	42,5	63,0	
Кишинев, 1958 г.	1129,6	—	—	—	94,1	2,7	8,3	3,8	71,4	24,6	20,6	78,7	42,8	55,4	—	53,0	9,7	66,1	—	9,8	35,4	78,1	
Фрунзе, 1958 г.	1091,3	43,5	124,2	—	84,7	3,1	9,2	25,4	96,2	31,9	34,5	42,8	18,4	59,6	—	96,7	22,2	97,4	—	23,5	38,5	48,0	
Витебск, 1958 г.	1339,9	92,5	259,6	—	106,1	4,2	11,0	7,5	88,8	—	—	70,7	—	73,5	—	74,6	—	91,6	—	14,6	52,0	91,5	
Орел, 1960 г.	1046,1	—	—	—	126,4	2,7	5,9	3,9	50,8	—	—	55,2	—	53,1	—	43,8	—	80,4	—	10,5	26,5	67,1	
Иркутск, 1958 г.	905,3	68,8	149,4	15,1	87,3	1,3	8,0	8,4	63,8	—	—	38,5	—	39,0	—	55,0	29,3	60,4	—	10,4	16,2	52,1	
Вильнюс, 1958 г.	1103,5	76,9	—	—	119,7	—	11,1	—	67,8	—	—	—	27,6	66,2	—	87,0	23,9	86,9	—	16,6	—	—	
Рига, 1958 г.	1107,5	75,8	—	—	119,1	—	6,8	—	79,1	—	—	—	28,1	66,6	—	114,9	28,2	82,5	—	18,8	—	—	
Таллин, 1958 г.	1128,4	76,9	—	—	145,0	—	9,1	—	79,6	—	—	—	28,2	64,2	—	87,0	30,0	74,8	—	15,8	—	—	
Боровичи, 1958 г.	1238,0	92,0	250,8	11,8	110,7	1,4	7,1	6,9	71,4	27,5	27,0	59,0	23,5	52,3	14,5	99,4	26,5	80,7	11,4	12,0	51,8	45,0	
Углеуральск, 1958 г.	1190,6	81,3	153,1	21,9	151,9	1,3	13,0	5,2	65,6	59,9	—	48,1	—	71,2	18,5	54,0	29,8	105,8	4,6	14,4	36,4	36,3	
Тарту, 1958 г.	1076,7	60,7	—	—	118,5	—	7,5	—	96,3	—	—	—	19,3	38,6	—	76,6	20,6	65,5	—	15,8	—	—	

\* А. М. Мерков, Е. А. Садвокасова, В. А. Мозглякова, В. А. Быстрова. В кн.: «Методические основы изучения здоровья населения». МЗ СССР. М., 1968, стр. 56—57.

емости населения, полученные по данным медицинских осмотров и обследований (см. стр. 314).

Наиболее перспективным методом углубленного изучения заболеваемости населения следует считать изучение общей заболеваемости населения с использованием выборочного метода исследования и дальнейшей централизованной механизированной обработкой собранных данных. В качестве примера на стр. 288 приводится образец несколько расширенного статистического талона ф. № 25-в для регистрации заключительных (уточненных) диагнозов, который заполняется путем выкопировки записей из «Индивидуальной карты амбулаторного больного» за несколько лет (3 года) и может быть положен в основу выборочных исследований общей заболеваемости населения<sup>1</sup>.

Наличие в исходном учетно-медицинском документе таких группировочных признаков, как возраст, образование, профессия, стаж работы в этой профессии и др., позволяет осуществлять отбор качественно однородных групп по важнейшим признакам и дальнейшую математическо-статистическую обработку данных вести с применением методов стандартизации, рангов, дисперсионного и корреляционного анализа. Некоторые примеры в этом отношении уже приводились в первой части пособия.

По материалам общей заболеваемости населения рассчитывается ряд основных обобщающих статистических показателей. Их перечень приведен на стр. 290.

Расчет некоторых статистических показателей может быть осуществлен не только по отношению к числу обследованных, но и по отношению к числу фактически болевших лиц. В таком случае при организации исследования необходимо предусмотреть специальный учет фактически болевших лиц с помощью того же учетно-медицинского документа.

Применение для анализа общей заболеваемости населения обобщающих статистических коэффициентов частоты и распределения значительно расширяет аналитические возможности и позволяет более объективно характеризовать уровень состояния здоровья изучаемых групп населения.

В настоящее время установлены ориентировочные нормативные данные суммарного показателя общей заболеваемости (от 900 до 1300 обращений в год на 1000 населения) с изменениями его в зависимости от возрастного-полового состава населения, степени доступности и квалификации медицинской помощи и др. (Л. А. Авербух, И. Д. Богатырев, Л. А. Брушлинская, А. М. Мерков, В. А. Мозглякова, Е. Л. Ноткин и др.).

Характеристика контингентов болевших и неболевших лиц (по данным обращаемости) также становится важным разделом методологии изучения заболеваемости населения.

Возраст и пол оказывают существенное влияние на характер и распространенность болезней в населении. Знание возрастного-половых

---

<sup>1</sup> Образец талона построен применительно к разработкам ВНИИСГ и ОЗ им. Н. А. Семашко (проект, 1969 г.).

1	2	3	4
Для особых отметок			

5	

6	7	8	9
Для особых отметок			

**Статистический талон  
для регистрации заключительных (уточненных) диагнозов  
(вариант для механизированной обработки)**

Колонка	Шифр
10—11	
12	
13—14	
15	
16	
17—18	
19—20	
21—22	
23	
24	
25	

**1. Общие сведения**

Фамилия \_\_\_\_\_ Имя \_\_\_\_\_ Отчество \_\_\_\_\_

1. Место жительства: Область \_\_\_\_\_

Район \_\_\_\_\_

Город \_\_\_\_\_

Селение \_\_\_\_\_

2. Пол: М-1, Ж-2

3. Год рождения (для детей до 3 лет — год и месяц рождения) \_\_\_\_\_

4. Образование:

(подчеркнуть)

ниже начального — 1, начальное (до 7 кл.) — 2, неполное среднее (7—9 кл.) — 3, специальное среднее — 5, незаконченное высшее — 6, высшее — 7

5. Работает (1), не работает (2) — подчеркнуть

6. Для работающих:

6.1. Место работы \_\_\_\_\_

6.2. Профессия (занимаемая должность) \_\_\_\_\_

6.3. Срок работы в этой профессии (сколько лет)

Для инвалидов: группа инвалидности \_\_\_\_\_

Для учащихся: наименование учебного заведения,

школы \_\_\_\_\_

7. Наименование медицинского учреждения, в котором ведется статистический талон \_\_\_\_\_

26	27	28	29	30	31	32	33
----	----	----	----	----	----	----	----

Для особых отметок

--	--	--	--	--	--	--	--

II. Обращения  
за медицинской помощью

\_\_\_\_\_годы

Порядковый номер обращения	Дата			Заключи- тельный (уточненный) диагноз	Колонка	Шифр	Заболевание:		Характер лечения:		Исход лечения:			
	число	месяц	год				новое	нет	амбулатор.	на дому	в стацио- наре	выздоро- вел	снят с уче- та	умер
							—1	—2	—1	—2	—3	—1	—2	—3
ко- лонка	шифр	колоика	шифр	ко- лонка	шифр	ко- лонка	шифр							
1					41—43		44		45		46			
2					47—49		50		51		52			
3					53—55		56		57		59			
4					59—61		62		63		64			
5					65—67		68		69		70			

Для особых отметок	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80

особенностей заболеваемости населения позволяет поставить на объективный научный фундамент планирование мероприятий по борьбе за снижение общей заболеваемости и смертности населения СССР, а также руководство работой органов и учреждений здравоохранения.

Приводим в качестве иллюстрации (табл. 136, рис. 32) данные о возрастно-половых особенностях общей заболеваемости населения г. Иваново (1955 г.), полученные отделом санитарной статистики ВНИИ социальной гигиены и организации здравоохранения им. Н. А. Семашко<sup>1</sup>.

Наибольшее число заболеваний как у женщин, так и у мужчин регистрируется в раннем детском возрасте (до 4 лет), далее уровень заболеваемости снижается, достигая своего минимума в возрасте 14—19 лет, а затем начинает вновь подниматься, достигая максимума в возрасте 45—55 лет (не превышая, однако, при этом уровня заболеваемости в раннем детстве). Эта общая закономерность, выявленная еще в конце прошлого и начале настоящего веков, остается принципиально такой же и в середине XX века.

Углубленный статистический анализ различий и особенностей в распространении и характере заболеваний у мужчин и женщин показывает, что, наряду с одинаково часто регистрируемыми болезнями (ан-

<sup>1</sup> Материалы по заболеваемости населения г. Иваново. М., 1959, с. 32.

*Перечень основных показателей, используемых для анализа  
общей заболеваемости*

№ п.п.	Название показателей	Познавательное значение показателя	Способ вычисления
1	Показатель первичной заболеваемости	Частота впервые выявленных болезней	$\frac{\text{Число впервые выявленных болезней} \times 1000}{\text{Средняя численность населения}}$
2	Показатель распространенности	Распространенность (частота) болезней у населения	$\frac{\text{Число всех болезней} \times 1000}{\text{Средняя численность населения}}$
3	Те же показатели, дифференцированные по: — формам болезней; — полу; — возрасту; — территориям.	Распространенность отдельных болезней у различных групп населения	Способ вычисления тот же, применительно к соответствующей группе населения
4	Доля различных форм (групп) болезней в составе всех заболеваний	Структура заболеваемости	$\frac{\text{Число болезней данной формы (группы)} \times 100}{\text{Общее число болезней}}$
5	Те же показатели, дифференцированные по: — полу; — возрасту; — территориям.	Структура заболеваемости у различных групп населения	Способ вычисления тот же, что и в № 4
6	Среднедневные размеры заболеваемости в различные месяцы года отдельными болезнями.	Сезонность заболеваемости	$\frac{\text{Число болезней в данном месяце}}{\text{Число дней в месяце}}$
7	Контингенты лиц, обращающихся за медицинской помощью.	Частота в населении лиц, обращающихся за медицинской помощью	$\frac{\text{Число всех лиц, обратившихся в данном году} \times 1000}{\text{Средняя численность населения}}$
8	Распределение обращающихся лиц по кратности обращений.	Характеристика контингентов, обратившихся за медицинской помощью	$\frac{\text{Число лиц, обратившихся за медицинской помощью 1, 2, 3, 4 и более раз} \times 100}{\text{Число лиц, обратившихся за медицинской помощью}}$

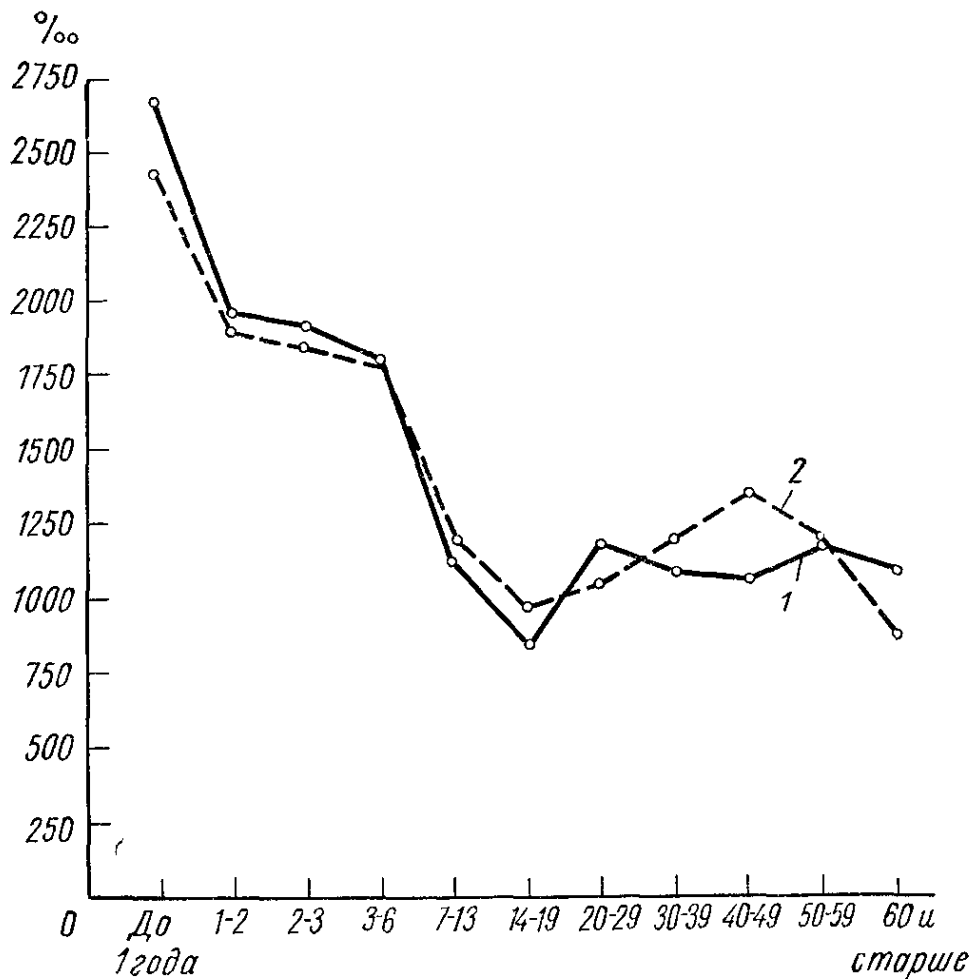


Рис. 32. Возрастно-половые различия общей заболеваемости населения г. Иваново (на 1000 населения).

1 — мужчины; 2 — женщины. По оси абсцисс — возраст; по оси ординат — заболеваемость.

Т А Б Л И Ц А 136

Число заболеваний на 1000 населения данной возрастно-половой группы  
(г. Иваново, 1955 г.)

Возраст (в годах)	Мужчины	Женщины	Оба пола
до 1 года	2707,6	2408,6	2565,4
1—2	1910,5	1806,3	1862,2
2—3	1856,6	1817,8	1844,2
3—6	1785,1	1783,0	1785,5 *
7—13	1087,2	1182,8	1137,2
14—19	783,9	907,0	849,9
20—29	1149,2	1018,4	1068,4
30—39	1061,0	1211,7	1160,1
40—49	1056,6	1335,3	1247,8
50—59	1160,0	1241,9	1219,4
60 и старше	1071,3	836,2	907,5
Всего	1222,1	1221,7	1225,5 *

\* На части талонов пол больного не был указан, поэтому уровень заболеваемости «оба пола» иногда несколько выше.

гина, флегмоны и абсцессы, конъюнктивиты, болезни кроветворной системы, паразитарные болезни, болезни органа зрения, болезни костей, сочленений и мышц и т. д.), имеются болезни, частота которых различна у мужчин и женщин (болезни эндокринной системы, неврозы, ревматизм, наркомания, алкоголизм и др.).

На рис. 33 сопоставлена структура заболеваемости городского и сельского населения РСФСР в 1958 г.

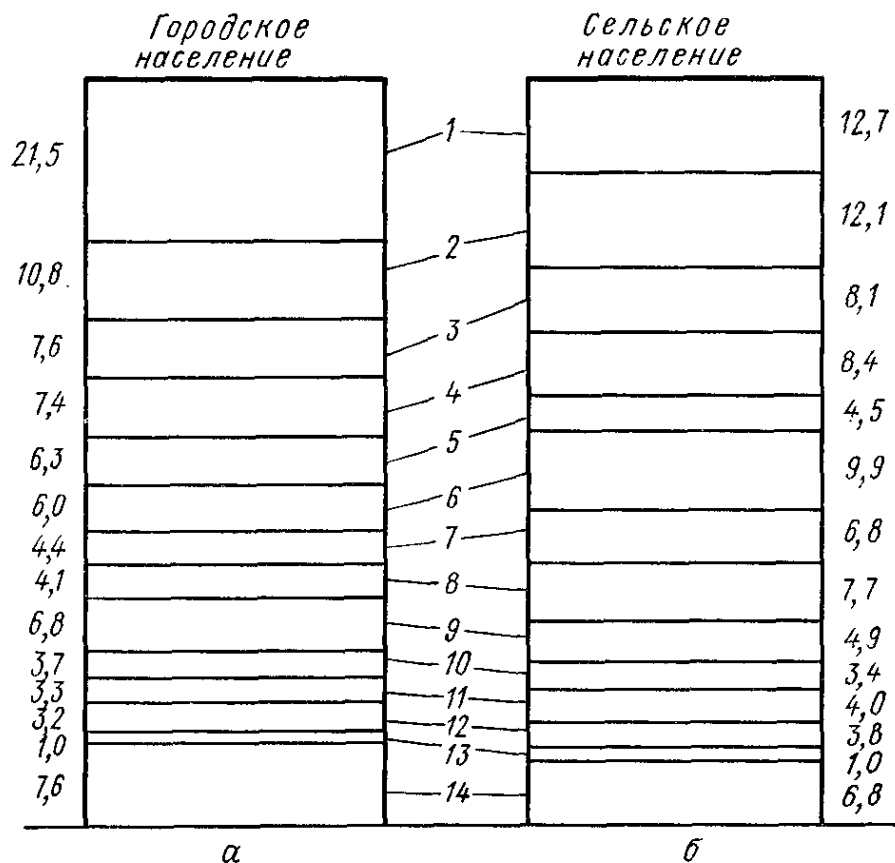


Рис. 33. Структура общей заболеваемости (по обращаемости) городского и сельского населения РСФСР в 1958 г. по классам (группам) болезней (в %).

1 — грипп и острый катар верхних дыхательных путей; 2 — травмы; 3 — сердечно-сосудистые заболевания; 4 — болезни кожи; 5 — болезни органов зрения; 6 — болезни органов пищеварения; 7 — болезни нервной системы; 8 — болезни органов дыхания; 9 — болезни уха, горла и носа; 10 — инфекционные болезни (исключая туберкулез), 11 — болезни костей, сочленений, мышц; 12 — болезни женских половых органов; 13 — туберкулез; 14 — прочие болезни.

а — городское население; б — сельское население.

Анализируя материалы о заболеваемости 20-миллионного населения 65 городов РСФСР в 1958 г. с позиций планирования государственных мероприятий по снижению заболеваемости отдельных групп населения, С. В. Курашов приводит следующую обобщающую их характеристику (табл. 137).

Однако еще более наглядно выявляются различия в распространенности заболеваний среди мужчин и женщин в возрастном разрезе (табл. 138). Хорошо известно, что каждому возрасту свойственны своеобразные заболевания.



## Возрастно-половые особенности частоты некоторых важнейших заболеваний

Заболевание	Различия по полу	Различия по возрасту
Язвенная болезнь	У мужчин чаще в 2—7 раз	Резкое учащение к средним возрастным группам (6—10 раз) и снижение к старшим возрастным группам (60 лет и более)
Грудная жаба	До 50 лет у мужчин и женщин почти одинаково, в старших возрастах — у мужчин значительно чаще	Резкое нарастание с возрастом, максимум в возрасте 50—59 лет; дальше — снижение
Гипертоническая болезнь	До 30 лет — у мужчин чаще, от 30 до 70 лет — заметно чаще у женщин; в пожилых возрастных группах (70 лет и старше) различия почти исчезают	Резкое учащение с возрастом, наиболее часто от 40 лет и старше; незначительное снижение лишь в пожилых возрастах (70 лет и старше)
Неврозы	У женщин значительно чаще. В более старших возрастных группах (60 лет и старше) эти различия небольшие	Резкое увеличение с возрастом, максимум в 40—49 лет; снижение в старших группах
Холецистит и холангит	Во всех возрастных группах значительно чаще у женщин	Значительное нарастание с возрастом; максимум от 20 до 50 лет; постепенное снижение к пожилым возрастам (50 лет и старше)

Аналогичные данные об особенностях возрастного-полового распределения заболеваемости по обращаемости у сельских жителей СССР приводятся в работе В. Г. Мельникова<sup>1</sup> (табл. 139).

Из отдельных болезней обращают на себя внимание травмы, различия в частоте которых особенно велики между мужчинами и женщинами и в отдельных возрастах. В табл. 140 на основании тех же материалов по 65 городам РСФСР приводятся данные о частоте травм среди различных возрастного-половых групп населения<sup>2</sup>.

На рис. 34 показаны возрастного-половые различия заболеваемости сердечно-сосудистыми заболеваниями.

Специально организованные углубленные выборочные исследования общей заболеваемости различных групп городского населения СССР были проведены в 50—60-х годах проф. И. Д. Богатыревым с сотрудниками. Авторы показали, например, что в обследованных городах в течение года не обращалось в лечебно-профилактические учреждения от 37 до 50% всего населения. Уровень общей заболеваемости в городах колебался незначительно (от 1070,5‰ до 1236,7‰). В какой-то степени на колебания частоты распространения некоторых

<sup>1</sup> Мельников В. Г. Обращаемость, госпитализация и летальность сельского населения (по материалам 3 районов БССР). — Сов. здравоохран., 1965, № 9, с. 38.

<sup>2</sup> БМЭ, т. 30. Изд. 2. М., 1963, с. 1055, табл. 16.

Возрастно-половые особенности заболеваемости взрослого населения  
г. Иваново в 1955 г. по классам и некоторым группам болезней  
(на 1000 человек соответствующего пола и возраста)

Болезни	Мужчины					
	14—19 лет	20—29 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60 лет и старше
Инфекционные болезни	137,6	195,3	155,9	122,9	114,4	51,4
в т. ч. ангина и грипп	100,6	128,9	98,7	66,4	58,3	26,1
туберкулез орг. дыхания	4,4	19,6	26,9	21,6	24,5	12,3
Травмы	198,2	271,8	134,9	153,5	121,5	79,6
Новообразования	7,2	16,9	11,1	12,5	22,3	43,2
в т. ч. злокачественные	0,3	0,9	1,9	4,1	12,5	33,6
Болезни нервной системы	7,8	33,3	77,1	88,9	98,7	89,2
в т. ч. сосудистые поражения мозга	0,6	0,2	1,3	5,7	16,4	39,1
ишиас, радикулит, неврит	2,3	12,9	44,7	53,5	59,9	39,1
Болезни органа зрения	62,3	59,9	62,4	82,5	102,5	114,5
Болезни уха, горла и носа	173,5	242,4	214,6	197,0	194,5	138,5
в т. ч. острое воспаление в. д. п.	84,8	164,5	156,5	137,0	136,3	87,1
Болезни органов дыхания	15,8	28,1	35,1	46,8	87,7	96,7
Болезни органов кровообращения	13,3	25,0	32,2	73,4	171,1	242,8
в т. ч. кардиосклероз	0,3	0,9	2,7	19,8	73,6	122,8
гипертоническая болезнь	2,2	4,8	7,3	17,2	47,4	59,0
Болезни органов пищеварения	31,4	84,7	101,7	106,7	97,6	78,9
в т. ч. гастрит	10,0	33,6	40,7	43,1	41,4	27,4
язвенная болезнь	2,2	15,6	21,3	19,2	20,7	5,1
Болезни костей, сочленений и мышц	21,2	46,8	47,9	63,6	45,2	41,8
Болезни кожи	86,7	94,6	88,3	59,9	62,1	48,0
Болезни почек и мочевых органов	1,9	10,8	8,5	10,4	10,4	10,3
Прочие болезни	27,0	39,6	91,3	38,5	32,0	36,4
<b>Всего</b>	<b>783,9</b>	<b>1149,2</b>	<b>1061,0</b>	<b>1056,6</b>	<b>1160,0</b>	<b>1071,3</b>

Болезни	Женщины					
	14—19 лет	20—29 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60 лет и старше
Инфекционные болезни	190,7	170,2	158,0	130,3	109,6	45,6
в т. ч. ангина и грипп	142,7	128,3	120,2	87,9	68,7	23,6
туберкулез орг. дыхания	7,1	9,6	11,7	8,2	8,2	3,9
Травмы	100,6	81,0	88,9	104,2	98,8	73,1
Новообразования	5,5	7,9	13,6	26,2	25,2	21,3
в т. ч. злокачественные	0,3	0,4	2,3	7,3	9,6	14,6
Болезни нервной системы	12,6	28,1	77,9	124,8	104,1	66,1
в т. ч. сосудистые поражения мозга	0,5	0,7	3,2	7,4	16,4	33,1
ишиас, радикулит, неврит	3,7	9,0	27,4	51,0	46,6	22,4
Болезни органа зрения	83,8	52,1	56,3	93,2	105,3	95,5
Болезни уха, горла и носа	230,5	264,4	286,8	267,1	209,7	96,6
в т. ч. острое воспаление в. д. п.	113,5	173,9	194,3	175,6	136,6	50,4
Болезни органов дыхания	12,0	17,0	30,4	39,2	56,4	61,0
Болезни органов кровообращения	11,8	31,5	66,3	123,5	201,6	211,8
в т. ч. кардиосклероз	0,6	1,6	6,9	31,0	76,9	90,7
гипертоническая болезнь	1,8	5,6	15,8	45,2	83,7	77,3

Болезни	Женщины					
	14—19 лет	20—29 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60 лет и старше
Болезни органов пищеварения	55,3	77,0	110,6	120,0	109,6	61,6
в т. ч. гастрит	19,4	33,3	50,2	66,4	59,1	31,9
язвенная болезнь	0,5	1,0	3,1	3,4	4,3	0,8
Болезни костей, сочленений и мышц	25,9	30,3	42,2	58,5	67,5	33,6
Болезни кожи	110,8	83,9	70,9	78,3	51,4	30,5
Болезни почек и мочевых органов	3,0	22,9	26,7	23,6	16,4	11,2
Прочие болезни	64,5	152,1	183,1	146,4	86,3	28,3
<b>Всего</b>	<b>907,0</b>	<b>1018,4</b>	<b>1211,7</b>	<b>1335,3</b>	<b>1241,9</b>	<b>836,2</b>

\* Материалы по заболеваемости населения г. Иваново. М., 1959, с. 101—118.

заболеваний в разных городах сказался вид промышленности, преобладающей в каждом из них.

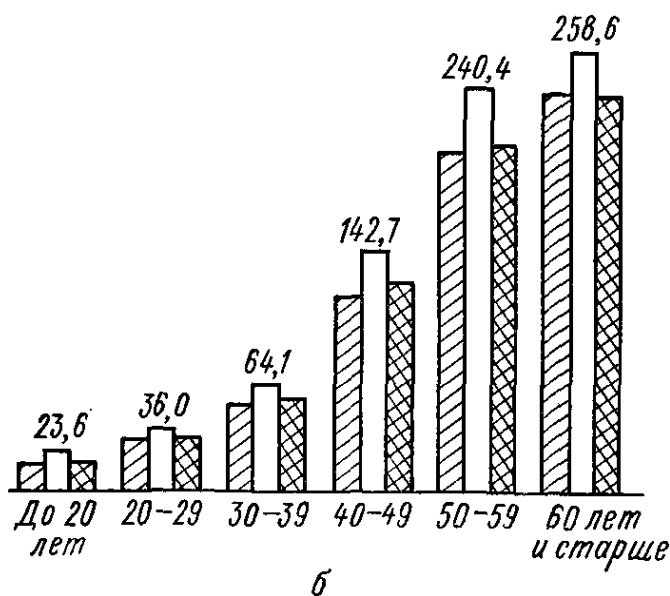
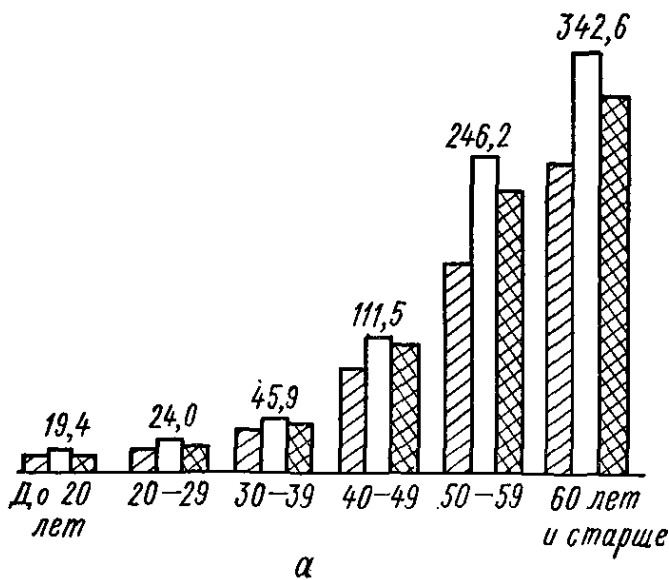
Этими исследованиями были также установлены основные закономерности заболеваемости мужского и женского населения городов в зависимости от возраста и профессии. В частности, общий коэффициент общей заболеваемости у мужчин оказался выше, чем у женщин, различия же по отдельным классам и формам болезней выявляют специфику заболеваемости мужского и женского населения этих городов.

ТАБЛИЦА 139

*Заболеваемость (по обращаемости) сельского населения  
(по В. Г. Мельникову)*

Возраст	На 1000 населения			Показатели наглядности		
	Мужчины	Женщины	Оба пола	Мужчины	Женщины	Оба пола
До 1 года	1984,9	1692,4	1841,4	362	384	370
1—2 »	1459,0	1381,3	1421,8	265	313	286
2—3 »	910,0	867,6	889,4	165	195	178
3—6 лет	592,0	578,3	585,5	107	131	118
7—14 »	499,0	561,1	523,9	91	126	105
15—19 »	551,1	443,6	498,9	100	100	100
20—29 »	657,1	632,9	644,1	119	143	128
30—39 »	854,8	831,8	841,5	155	187	169
40—49 »	803,5	912,8	869,5	146	209	174
50—59 »	927,9	932,0	930,2	168	212	187
60—69 »	861,1	898,1	869,3	156	202	174
70 и больше	647,0	456,3	523,3	117	103	105
<b>Всего</b>	<b>753,8</b>	<b>732,0</b>	<b>741,8</b>	<b>137</b>	<b>165</b>	<b>149</b>

Одно из наиболее крупных выборочных исследований заболеваемости вообще и в первую очередь общей заболеваемости населения



СССР было проведено в 1969—1973 гг. применительно к Всесоюзной переписи населения 1970 г. В процессе исследования собраны и всесторонне изучены данные о заболеваемости почти 4 млн. городского и 1 млн. сельского населения, составляющих около 2,5% всего населения страны, проживающего в 146 городских поселениях (в том числе 15 крупных городов с населением 500 тысяч и более человек) и 54 сельских районах. Отобранные населенные пункты репрезентативны. Материалы отражают особенности заболеваемости

Рис. 34. Заболеваемость (по обращаемости) городского населения РСФСР сердечно-сосудистыми заболеваниями в 1958 г. (на 1000 населения).

а — мужчины; б — женщины. Столбики с косой штриховкой — 42 города; со сложной штриховкой — Ленинград; белые — Москва.

населения всех союзных республик и экономико-географических районов страны. Результаты исследования еще не опубликованы.

ТАБЛИЦА 140

Возрастно-половые особенности в распространении травм среди городского населения РСФСР

(1958 г. по 65 городам РСФСР)

Возрастные группы (в годах)	Число впервые выявленных заболеваний на 1000 населения		Возрастные группы (в годах)	Число впервые выявленных заболеваний на 1000 населения	
	мужчины	женщины		мужчины	женщины
До 1	17,2	15,4	20-24	156,2	88,7
1	48,1	42,4	25-29	229,3	97,6
2	59,3	52,2	30-39	181,6	81,0
3-4	59,5	44,7	40-49	164,9	99,3
5-6	63,6	42,2	50-59	138,1	91,3
7	80,6	48,1	60-69	89,1	67,3
8-14	95,4	58,7	70-79	76,3	50,3
15-17	226,4	88,3	80 и старше	84,2	39,9
18-19	240,4	112,1			

Очередной задачей статистики общей заболеваемости населения является сокращение излишне большого объема регистрационного материала и разработка такой системы, при которой, наряду со сплошным и повсеместным учетом важнейших заболеваний по отношению ко всему населению, применялись бы периодические (преимущественно в годы переписи населения) выборочные исследования<sup>1</sup>.

## Глава XXII

### МЕТОДЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО ИЗУЧЕНИЯ СПЕЦИАЛЬНЫХ ВИДОВ ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ

**Заболеваемость острыми заразными (эпидемическими) болезнями.** Статистика инфекционных (эпидемических) болезней в СССР является одним из наиболее разработанных в методическом отношении и одним из наиболее ранних разделов статистики заболеваемости.

Тяжелейшие санитарные условия, сложившиеся в нашей стране в первый период после победы Великой Октябрьской социалистической революции вследствие разрухи, голода, нищеты, оставленных в наследие царской Россией и порожденных гражданской войной и борьбой с иностранными интервентами, требовали в первую очередь создания системы оперативной статистики инфекционной заболеваемости в стране и армии. Данные статистики свидетельствуют о чрезвычайно бедственном положении с инфекционной заболеваемостью в дореволюционной России (табл. 141). Резкий подъем заболеваемости в стране и армии был вызван первой мировой войной. По далеко неполным данным, заболеваемость холерой в стране, например, выросла с 1913 по 1915 гг. более чем в 100 раз, а сыпной тиф был постоянным спутником многомиллионной армии и огромных масс трудящихся в тылу.

ТАБЛИЦА 141

*Заболеваемость инфекционными болезнями в России в 1912—1913 гг. (на 100 000 населения) \**

Болезни	Годы	
	1912	1913
Малярия	2157	2166
Грипп	2098	2220
Туберкулез легких	509	539
Коклюш	313	313
Дизентерия	266	314
Дифтерия	263	311
Корь	256	320
Брюшной тиф	229	266
Скарлатина	214	283
Туберкулез прочих органов	182	194
Сыпной тиф	72	73
Оспа	50	44
Возвратный тиф	21	19
Сибирская язва	9	9
Проказа	1	1
Бешенство	1	1

\* О. В. Бароян. Итоги полувековой борьбы с инфекциями в СССР. М., 1968, с. 16.

<sup>1</sup> 50 лет Советского здравоохранения. Под ред. Б. В. Петровского. М., 1967, с. 405.

Своей вершины эпидемии тифов достигли в период первой мировой и гражданской войн. Только в период с 1917 по 1922 г. в СССР было зарегистрировано около 20 млн. случаев заболеваний сыпным тифом и около 10 млн. — возвратным тифом.

Особенно тяжелой стала эпидемическая обстановка в стране в 1919 г. В стране свирепствовали сыпной тиф, возвратный тиф, холера.

Исключительное внимание к борьбе с инфекционными болезнями и эпидемиями со стороны Советского государства, Коммунистической партии и лично В. И. Ленина, героический труд советских людей и подавляющего числа медицинских работников во главе с Н. А. Семашко и З. П. Соловьевым позволили в исторически кратчайшие сроки победить их в нашей стране еще до окончания гражданской войны и начала мирного строительства.

Немаловажное значение играла в этот период оперативная информация об инфекционной заболеваемости в стране. Именно в эти годы были заложены научные и практические основы существующей в настоящее время системы статистики инфекционной (эпидемической) заболеваемости населения в СССР.

Инфекционная заболеваемость населения и войск была первым объектом санитарно-статистических исследований в СССР. Итоги медико-статистической разработки данных оперативного учета инфекционной заболеваемости населения страны за период гражданской войны были изложены в «Отчете IX Всероссийскому съезду Советов о деятельности Наркомздрава» (1921 г.).

Система оперативного и статистического учета эпидемической заболеваемости в стране совершенствовалась и находится в СССР на высоком уровне. Особенно серьезной проверкой жизнеспособности ее была Великая Отечественная война 1941—1945 гг. Как известно, советское здравоохранение — на фронте и в тылу — неизменно выходило с честью в борьбе с эпидемическими болезнями, хотя порою и ценой громадной и напряженной работы. Далеко не последнее место во всей этой деятельности занимала хорошо отработанная система своевременного сбора, обработки и анализа статистических материалов и фактических данных об инфекционной заболеваемости на всей территории страны (как в Вооруженных Силах, так и среди гражданского населения).

Цифры достижений Советского Союза в борьбе с инфекционными болезнями хорошо известны. К 1940 г. по сравнению с 1920 г. заболеваемость сыпным тифом снизилась в 136 раз, скарлатиной — в 130 раз, брюшным тифом — в 10 раз (П. Н. Бургасов).

Заболеваемость паразитарными тифами в СССР была практически ликвидирована к 1948—1950 гг. В 1950 г., например, заболеваемость сыпным тифом составила самый низкий коэффициент за весь предшествующий период — в 372,5 раза ниже уровня в 1920 году (табл. 142).

Примером широкого государственного подхода к организации борьбы с инфекционной заболеваемостью населения, посылкой только социалистическому обществу, является ликвидация малярии в СССР. Решающим фактором в этой борьбе явилась организация мощной сети противомалырийной службы СССР. Уже к 1952 г. заболеваемость ма-

лярией снизилась в СССР по сравнению с 1913 г. в 22,4 раза, а к 1966 г., когда были проведены комплексные противомаларийные мероприятия, заболеваемость малярией даже по сравнению с 1950 г. снизилась в СССР в 3616 раз, т. е. практически была ликвидирована (см. табл. 142). В настоящее время в стране регистрируются лишь отдельные случаи заболеваний (в 1967 г., например, в Грузии). История борьбы с малярией в СССР и ликвидация этого тяжелого и массового в прошлом заболевания с полным основанием считается одной из наиболее блистательных страниц научно-практической деятельности советского здравоохранения.

ТАБЛИЦА 142

*Заболеваемость населения СССР кровяными инфекциями за 1913—1966 гг.\**

Годы	Число зарегистрированных заболеваний			На 100 000 населения		
	сыпной тиф	возвратный тиф	малярия	сыпной тиф	возвратный тиф	малярия
1913	117 430	30 211	3 514 370	74		2208
1920	2 284 452	755 787	508 157	3390	1190	
1925	71 010	19 265	4 871 819	50		
1930	38 588	3 059	2 700 105	24		1719
1935	137 814	3 260	9 023 909	80		5237
1940	48 023		3 198 634	25		1637
1950	16 394	19	781 329	9,1	0,01	433,9
1955	8 078	Нет	35 704	4,1	Нет	18,2
1960	6 158 **	»	368	2,9	»	0,17
1965	3 743	»	315	1,6	»	0,13
1966	3 883	»	302	1,5	»	0,12

\* Инфекционные болезни человека в СССР. Статистический справочник под ред. П. Н. Бургасова. М., 1968.

\*\* С 1958 г. в СССР в основном регистрируются случаи заболевания болезнью Брилля.

Следует указать, что сыпной и возвратный тифы, малярия до сих пор широко распространены на земном шаре. Они чаще всего регистрируются в развивающихся странах Африки. Так, за 1957—1963 гг. сыпной тиф был зарегистрирован в 22 странах Африки общим числом 32024 случая (О. В. Бароян).

Статистика острых инфекционных болезней в СССР базируется на обязательном, повсеместном и сплошном учете острозаразных заболеваний (или возникновения подозрения на них) по особому перечню болезней в первые 12 ч с момента их обнаружения. С этой целью на каждый такой случай заполняется специальный учетно-статистический документ, имеющий сигнализационное и оперативно-статистическое значение — «Экстренное извещение об инфекционном заболевании, пищевом, остром профессиональном отравлении». Карта заполняется на случаи брюшного тифа, паратифов, дизентерии (острой и хронической), токсической диспепсии (у детей до 1 года), воспаления толстых и тонких кишок (колиты, энтериты, гастроэнтериты), сыпного тифа,

возвратного тифа, кори, скарлатины, дифтерии, коклюша, сибирской язвы, сапа, эпидемического гепатита, цереброспинального менингита, полиомиелита, эпидемического энцефалита, клещевого (весенне-летнего) энцефалита, туляремии, ветряной оспы, бешенства, лептоспироза, столбняка, малярии, а также туберкулеза (бациллярные формы) и бруцеллеза (свежие заболевания).

Сведения об особо опасных инфекциях (оспа, чума, холера) немедленно сообщаются в МЗ СССР.

В ряде республик и научно-исследовательских институтах отрабатываются в настоящее время системы автоматизированного сбора и обработки данных об инфекционной заболеваемости. Так, в БССР на ЭВМ обрабатываются данные новой единой карты эпидемиологического обследования с отрывным талоном. Исследуются возможности применения телеграфа и телетайпа для передачи информации (ЦНИИ эпидемиологии МЗ СССР). В Эстонск. ССР районные станции все данные о зарегистрированных случаях инфекционных заболеваний сообщают в республиканскую СЭС с помощью телеграфа еженедельно. Общим направлением работ является сейчас замена системы почтово-телеграфных сообщений, системой современных передающих устройств и вычислительной техники.

Для целей углубленного изучения причин возникновения инфекционных заболеваний, их течения, организации и осуществления соответствующих медицинских и санитарных мероприятий следует прибегать к выборочному изучению качества обслуживания инфекционного больного. Разработка собранных данных позволит дать исчерпывающую углубленную характеристику состава лечившихся инфекционных больных, своевременности выявления заболеваний, госпитализации больных, качества врачебной диагностики, правильности организации их обслуживания специалистами, охвата лабораторными исследованиями, исходов лечения, эффективности профилактических мероприятий и мн. др.

К числу важнейших статистических показателей инфекционной (эпидемической) заболеваемости населения относятся:

1) интенсивные коэффициенты инфекционной заболеваемости (общий и по отдельным нозологическим формам по отношению ко всему населению и к отдельным его группам в соответствии с принятой группировкой — по возрасту, полу, профессии и др.);

2) структура инфекционной заболеваемости;

3) показатели динамики заболеваемости;

4) показатели территориального распределения инфекционных заболеваний;

5) показатели сроков выявления заболевания, госпитализации, установления окончательного диагноза;

6) показатели исходов лечения.

**Заболеваемость важнейшими неэпидемическими болезнями.** В связи со значительными изменениями в структуре заболеваемости особое внимание органов и учреждений здравоохранения в последнее время привлекают ряд остро и хронически протекающих неэпидемических болезней. В СССР введен повсеместный обязательный учет важнейших



неэпидемических болезней. К их числу относятся следующие: активный туберкулез органов дыхания (с указанием наличия туберкулезных бацилл); туберкулезный менингит; активный туберкулез костей и суставов (с указанием локализации); туберкулез кожи, в том числе волчанка; прочие формы активного туберкулеза; сифилис I, II — свежий, II — рецидивный, III — активный; сифилис врожденный ранний, активный; прочие формы сифилиса; гонорея острая, хроническая; трихофития; микроспория; фавус; чесотка; трахома I, II, III стадии; рак; саркома; другие злокачественные новообразования (с указанием локализации и клинической группы). Специальному учету подлежат также психические болезни.

По установленному порядку врачи амбулаторий и поликлиник заполняют на каждого выявленного больного специальное извещение — учетная форма № 281 и направляют его в соответствующий территориальный диспансер, осуществляющий последующую обработку и анализ данных текущей статистики. Развернутая в СССР сеть специальных диспансеров (противотуберкулезные, венерологические, онкологические, трахоматозные и др.) использует данные этого учета как в оперативных, так и в статистических целях. Эти же материалы составляют основу для специальных углубленных статистических разработок. Головные профильные научно-исследовательские медицинские институты осуществляют на базе этих же материалов углубленный анализ состояния заболеваемости населения территории, используя полученные данные в интересах организации того или иного вида специализированной медицинской помощи определенным группам населения.

Такая система учета, обработки и анализа данных о заболеваемости населения важнейшими неэпидемическими болезнями позволяет осуществлять проверку полноты и своевременности охвата больных соответствующими видами помощи, а также оказывать помощь медицинским учреждениям общего профиля в выявлении этих болезней.

Статистические материалы последних лет показывают, что в целом среди населения всех возрастных групп на долю злокачественных новообразований приходится до 20% всех причин смерти, на долю атеросклеротических болезней сердца — до 40%. Хронические заболевания, таким образом, являются в настоящее время основной причиной смерти населения как в СССР, так и в большинстве других стран Европы, Северной Америки, Японии, Австралии, Новой Зеландии и др. В табл. 143 приводятся в качестве иллюстрации статистические данные о заболеваемости злокачественными новообразованиями некоторых возрастно-половых групп населения экономически развитых стран мира<sup>1</sup>.

В целях углубленного медико-статистического и социально-гигиенического изучения закономерностей возникновения и течения неэпидемических болезней, а также всестороннего анализа влияния на их

---

<sup>1</sup> Петраков Б. Д. Заболеваемость и смертность от злокачественных новообразований населения в возрасте до 30 лет. — Здравоохранение Российской Федерации, 1969, № 7, с. 40.

распространенность и характер важнейших факторов внешней среды все более широкое развитие получают специально организуемые выборочные исследования. Значительное число работ проведено в СССР по углубленному изучению вопросов эпидемиологии, клиники, лечения, профилактики таких заболеваний, как злокачественные новообразования, туберкулез, венерические болезни, инфаркт миокарда, хронические неспецифические заболевания органов дыхания, болезни обмена веществ, болезни крови, эндокринные расстройства, язвенная болезнь и др.

ТАБЛИЦА 143

*Заболеваемость злокачественными новообразованиями населения экономически развитых стран Европы, Северной Америки и Океании в 1959—1961 и 1963—1965 гг.*

*(показатели на 100 000 населения соответствующего пола и возраста)*

Возраст (в годах)	1959—1961			1963—1965			Темп прироста заболеваемости (в %)		
	оба пола	муж- чины	жен- щины	оба пола	муж- чины	жен- щины	оба пола	муж- чины	жен- щины
0—4	13,3	14,9	11,5	15,6	17,4	13,7	17,4	16,8	19,1
5—9	9,2	9,5	8,9	9,8	10,6	9,0	6,5	11,5	1,1
10—14	10,1	10,7	9,5	11,1	11,5	10,5	9,1	7,5	10,5
15—19	15,2	15,1	14,9	17,0	17,9	16,0	11,8	18,5	7,4
20—24	19,9	19,5	20,6	20,9	20,4	23,9	5,0	35,4	13,6
25—29	32,9	28,4	36,5	39,5	33,9	44,9	20,0	18,9	23,0
50—54	337,5	299,5	377,8	362,2	335,2	413,5	7,3	11,9	9,4
60—64	683,9	795,9	568,0	710,0	832,2	604,4	3,8	4,5	6,4
80—84	1523,8	1586,2	1161,3	1746,6	2405,6	1305,7	14,6	51,6	12,5
Все возрасты	239,8	243,1	237,1	250,8	255,6	246,2	4,6	5,1	3,8

Исключительное значение в статистическом изучении неэпидемических заболеваний приобретают, наряду с выборочным методом, методы диспансерной статистики заболеваемости и современная вычислительная техника. Создание общесоюзных и республиканских регистров, оснащенных ПЭВМ и ЭВМ, в которых сосредоточивались бы все необходимые данные относительно той или иной группы больных, открыло бы широкие перспективы статистического углубленного изучения заболеваемости населения.

Основными социально-экономическими факторами, в связи с которыми исследуется распространенность важнейших неинфекционных неэпидемических заболеваний, являются особенности профессионального труда и профессиональные вредности, типы жилищ и жилищные условия населения, количество и характер питания и состав потребляемой пищи, бытовые обычаи и привычки, курение и потребление алкоголя, для некоторых заболеваний — особенности половой жизни, вскармливания детей грудью и др.

Важное значение в анализе имеют знание и количественная характеристика влияния внешней среды (климатические особенности, состав

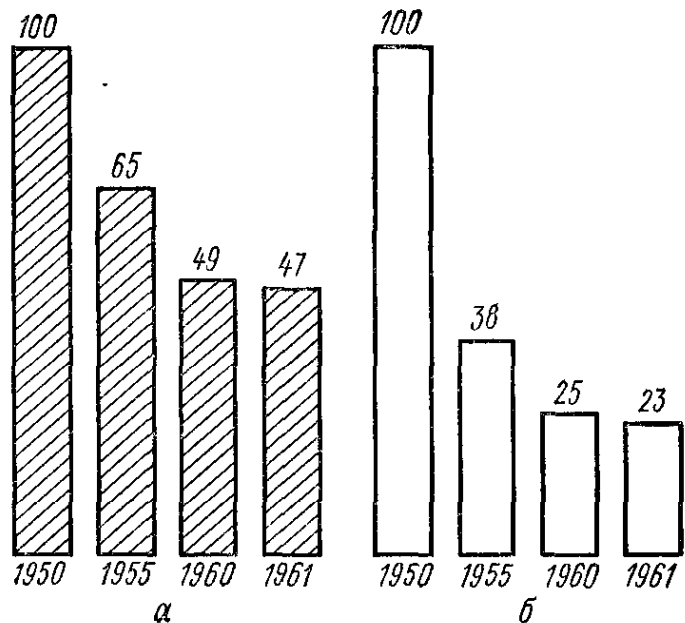
почвы и питьевой воды, наличие микроэлементов, длительность и характер инсоляции, степень природной радиоактивности, загрязненности воздуха и пр.). Важнейшие показатели распространенности неэпидемических заболеваний: 1) интенсивные коэффициенты заболеваемости по каждой нозологической форме, а также в отношении отдельных групп населения по возрасту, полу, профессии и др.; 2) структура заболеваемости по основным группировкам (пол, возраст, профессия и т. д.).

В ряде случаев при углубленном изучении заболеваемости важнейшими неэпидемическими болезнями перечень показателей расширяется за счет специально-медицинских вопросов (давность заболевания, осложнения, состояние отдельных органов и систем и др.). Обязательным является использование стандартизации показателей (см. главу IV).

Особое значение имеют вопросы социально-гигиенического характера при изучении заболеваемости туберкулезом, венерическими болезнями, психическими болезнями.

Рис. 35. Динамика заболеваемости и смертности от туберкулеза городского населения СССР в 1950—1961 гг. (в показателях наглядности).

а — заболеваемость и б — смертность по годам.



Ниже в качестве иллюстрации приводятся некоторые статистические материалы о заболеваемости населения СССР туберкулезом.

Туберкулез является одним из наиболее тяжелых социальных заболеваний. По далеко неполным данным в дореволюционных столичных городах России — Москве и Петербурге в 1911—1913 гг. больных легочным туберкулезом насчитывалось от 20 до 25 на каждые 1000 городских жителей. Страна в целом, а также и эти большие города не имели государственной сети лечебно-профилактических противотуберкулезных учреждений.

Благодаря значительному повышению материального благосостояния и культурного уровня жизни советского народа, широким общегосударственным мероприятиям в области здравоохранения и медицинской науки, особенно за последние годы, в стране к настоящему времени резко снизилась заболеваемость и смертность от туберкулеза (рис. 35).

Еще более наглядны приводимые ниже материалы<sup>1</sup> о динамике заболеваемости городского населения СССР активным туберкулезом (все формы, а также туберкулез легких, органов дыхания и костно-сустав-

<sup>1</sup> Календарь врача на 1967 г. М., 1966, с. 185.

ной) за 1950—1965 гг. (табл. 144). Снижение заболеваемости, как видно из этих данных, происходит ежегодно и весьма значительно, особенно костно-суставным туберкулезом. Одновременно имеет место также снижение и абсолютного числа больных с впервые в жизни установленным диагнозом активного туберкулеза.

ТАБЛИЦА 144

*Заболеваемость активным туберкулезом среди городского населения СССР за 1950—1965 гг.  
(в показателях наглядности)*

Год	Все формы	В том числе туберкулез		
		органов дыхания	легких в открытой форме	костно-суставной
1950	100	100	100	100
1952	85,7	85,3	78,4	71,4
1954	71,7	71,9	60,8	61,6
1956	58,2	57,5	50,0	42,8
1958	54,4	53,4	40,5	38,1
1960	49,0	46,3	35,1	23,8
1964	36,4	—	—	—
1965	32,1	—	—	—

Многочисленные данные отечественных авторов доказывают устойчивую тенденцию снижения заболеваемости населения СССР туберкулезом и благоприятные сдвиги в ее структуре (55—60% — очаговый туберкулез, 22—25% — инфильтративный, 9—12% — подострый и хронический диссеминированный, 2—3% — кавернозный, 10% — экссудативный плеврит, 2—3% — прочие формы туберкулеза)<sup>1</sup>.

Число больных туберкулезом в СССР за годы Советской власти снизилось почти в 8 раз (в 1913 г. в России было зарегистрировано около 900 000 больных лиц, т. е. 50, 36 на 10 000 населения). Так, в Ленинграде, например, за 10-летний период (1956—1966 гг.) число больных туберкулезом, взятых на учет, снизилось на 58%; в Москве с 1948 по 1959 г., несмотря на значительное увеличение населения, число новых заболеваний активными формами туберкулеза всех органов уменьшилось на 69,4%, а в последующие годы темпы снижения показателя заболеваемости еще более выражены<sup>2</sup>. Произошли значительные изменения в самом характере туберкулезного процесса. Так, если в 1940 г. больные фиброзно-кавернозным туберкулезом легких составляли 21,5% из числа вновь выявленных, то в последние годы эта клиническая форма встречается только в пределах 2% вновь выявленных больных.

Показатель болезненности туберкулезом также последовательно от года к году снижается. Так, с 1950 по 1958 г. абсолютная численность контингентов больных уменьшилась в г. Москве на 37,3%, а в

<sup>1</sup> Белицкая Е. Я. Проблемы социальной гигиены. Л., 1970, с. 343.

<sup>2</sup> Заславский И. Д. 50 лет борьбы с туберкулезом в Москве. — В сб.: Вопросы профилактики, клиники и лечения туберкулеза. М., 1968, с. 11.

последующие годы темпы снижения контингентов значительно возросли<sup>1</sup>. Огромное значение в борьбе за снижение заболеваемости населения туберкулезом сыграли изменения в жилищных условиях населения г. Москвы в целом и больных туберкулезом в первую очередь (табл. 145)<sup>2</sup>.

ТАБЛИЦА 145

*Жилищные условия больных с открытой формой туберкулеза  
(по данным противотуберкулезного диспансера № 17  
Первомайского района г. Москвы)*

Жилищные условия	в %		
	1956	1960	1966
I. Характер занимаемой площади:			
проживают в отдельных квартирах	9,6	21,6	77,0
проживают в отдельных комнатах	5,7	9,1	28,4
проживают в общей квартире, где имеются дети	49,6	39,5	11,6
II. Размер жилой площади на одного члена семьи больного:			
до 6 м <sup>2</sup>	51,0	44,3	16,6
8 и более метров	19,5	22,1	49,8

Особенно значительно снизилась за последние годы заболеваемость туберкулезом среди подростков. Так, с 1954 по 1966 г. показатель заболеваемости у них снизился в 5 раз, а по внелегочному туберкулезу — в 7,5 раза.

Динамика числа вновь выявленных больных костно-суставным туберкулезом и контингентов этих больных по г. Москве за послевоенные годы (1947—1966 гг.) приводится в табл. 146<sup>3</sup>.

Аналогичные по своему разнообразию статистические материалы собираются и разрабатываются по всем указанным выше неэпидемическим болезням, подлежащим обязательному медицинскому учету.

**Заболеваемость с временной утратой трудоспособности.** Состояния организма, когда функциональные нарушения, вызванные болезнью и препятствующие выполнению профессионального труда, носят обратимый, преходящий характер, могут быть отнесены к временной потере трудоспособности. Изучение уровня и характера заболеваемости населения с временной потерей трудоспособности имеет большое научно-познавательное и практическое значение в работе органов и учрежде-

<sup>1</sup> Заславский И. Д. 50 лет борьбы с туберкулезом в Москве. — В сб.: Вопросы профилактики, клиники и лечения туберкулеза. М., 1968, с. 11.

<sup>2</sup> Уманская Е. А. Сдвиги в эпидемиологии туберкулеза и жилищные условия. В сб.: Вопросы профилактики, клиники и лечения туберкулеза. М., 1968, с. 142.

<sup>3</sup> Соркин А. З. Борьба с костно-суставным туберкулезом в Москве за последние 20 лет (1947—1966 гг.). — В сб.: Вопросы профилактики, клиники и лечения туберкулеза. М., 1968, с. 39

ний здравоохранения. Показатели заболеваемости с временной потерей трудоспособности для качественно однородных возрастно-половых и профессиональных групп населения приобретают важное значение в оценке их здоровья. Установлено, например, что до 80% общей заболеваемости населения приходится на болезни, связанные с временной утратой трудоспособности (И. Д. Богатырев, Л. Я. Хоцянов и др.).

Т А Б Л И Ц А 146

*Динамика вновь выявленных и контингентов больных костно-суставным туберкулезом в Москве в 1947 — 1966 гг.  
(в % к уровню 1947 г.)*

Годы	Дети		Взрослые	
	число вновь выявленных	контингенты	число вновь выявленных	контингенты
1947	100	100	100	100
1951	50	87	44	56
1956	25	42	19	38
1961	10	12	9	22
1966	0,4	1,1	5	20

Статистика заболеваемости с временной утратой трудоспособности позволяет объективно характеризовать ущерб, который наносят болезни производству. Временная нетрудоспособность по болезням в СССР оплачивается из средств социального страхования, которое распространяется на всех рабочих и служащих.

Первичным документом учета временной утраты трудоспособности является «Листок нетрудоспособности», который заполняется врачом лечебного учреждения на каждый случай временной утраты трудоспособности по поводу болезни, карантина, ухода за больными, беременности, родов и др. Документ носит характер оперативный, денежный и медико-статистический. Членам сельскохозяйственных артелей, получившим временную нетрудоспособность по болезни (беременности, родам и др.), медицинским учреждением выдается «Справка о временном освобождении от работы».

На основании данных листков нетрудоспособности низовыми профессиональными организациями составляется отчет о временной нетрудоспособности (форма 3-1), который отсылается вышестоящему профсоюзному органу. Отделы здравоохранения должны получать копию отчета для использования в текущей и плановой работе по предупреждению и снижению заболеваемости рабочих и служащих.

Анализ данных о заболеваемости с временной утратой трудоспособности осуществляется, как правило, с использованием следующих статистических показателей (суммарно и по каждой болезни отдельно):

- 1) частота заболеваемости в случаях (число случаев на 100 работающих);
- 2) частота заболеваемости в лицах (число больных на 100 работающих);

3) частота заболеваемости в днях (число дней утраты трудоспособности на 100 застрахованных);

4) средняя продолжительность в днях одного случая утраты трудоспособности по отдельным болезням (показатель тяжести заболевания и качества врачебной экспертизы);

5) структура заболеваемости (в случаях и в днях) с временной утратой трудоспособности по основным формам и группам болезней;

6) кратность заболеваний с временной утратой трудоспособности.

Специальные статистические разработки данных о заболеваемости с временной утратой трудоспособности целесообразно осуществлять с использованием вычислительной техники.

Научно-методическим бюро санитарной статистики Министерства здравоохранения РСФСР в 1958 г. было проведено исследование заболеваемости рабочих и служащих 100 промышленных предприятий и определены основные статистические показатели заболеваемости с временной нетрудоспособностью обследованных промышленных рабочих. Исследования показали, например, что больше половины всех заболеваний (59% среди мужчин и 51% среди женщин) составляют грипп, острый катар

верхних дыхательных путей, ангина, травмы, болезни кожи и конъюнктивит. В общем числе дней временной утраты трудоспособности эта группа заболеваний составляла около 45%. Следует специально подчеркнуть, что по большому числу хронических заболеваний больные часто вообще не имеют временной нетрудоспособности. В табл. 147 приводятся соответствующие данные, характеризующие число больных, не имевших в течение календарного года временной утраты нетрудоспособности. По этим же материалам, например, отмечено, что среди мужчин с язвенной и гипертонической болезнями 65—69% лиц теряло трудоспособность однократно в течение года (остальные 30—35% — два и более раз); с ревматизмом, грудной жабой, хроническим гепатитом, холециститом и холангитом — 77%; с неврозами и хроническим тонзиллитом — 90%.

ТАБЛИЦА 147

Число больных,  
не имевших в течение года  
временной утраты трудоспособности  
(РСФСР, 1958 г.)

Наименование болезней	Число больных, не терявших трудоспособности (в % к общему числу заболеваний по каждой форме болезней)	
	среди мужчин	среди женщин
Грудная жаба	11,4	11,6
Радикулиты	20,9	21,8
Язвенная болезнь	22,1	17,7
Холецистит, холангит	25,3	25,0
Хронический гепатит	28,7	24,0
Хронический тонзиллит	29,7	30,0
Хронический бронхит	38,4	37,0
Атеросклеротический кардиосклероз	39,0	43,7
Хронический гастрит	40,5	36,5
Гипертоническая болезнь	41,7	39,3
Ревматизм	44,2	45,0
Хронический отит	58,7	54,8
Неврозы	95,3	92,5

**Заболеваемость со стойкой утратой трудоспособности.** В ряду показателей общественного здоровья населения немаловажное значение с теоретической и с практической точек зрения имеют показатели инвалидности.

По установившейся терминологии под инвалидностью понимают состояние организма человека, характеризующееся постоянной или длительной потерей профессиональной трудоспособности или значительным ограничением ее. В понятие «инвалидность» включается признание необходимости государственной и общественной помощи человеку, потерявшему трудоспособность. Важнейшее значение с позиций статистического изучения здоровья населения и его заболеваемости, в частности, имеют инвалиды труда. Массовые материалы о причинах выхода на инвалидность трудящихся в СССР позволяют получать объективное представление о заболеваемости со стойкой утратой трудоспособности и намечать конкретные мероприятия по дальнейшему улучшению медицинского обслуживания населения.

Заболеваемость населения со стойкой утратой трудоспособности имеет особенно ярко выраженную социальную обусловленность.

Состояние трудоспособности человека зависит от многих факторов, в том числе и биологических, однако главными факторами остаются социальные. К биологическим факторам могут быть отнесены, в частности, характер заболевания или анатомического дефекта, степень морфологических и функциональных изменений пораженного органа или системы органов. К основным социальным факторам инвалидности населения относятся санитарно-гигиенические и производственные условия труда, характер выполняемой работы, требования, предъявляемые работой к организму, условия жизни, быта и др.

Советским законодательством установлены специальные критерии определения степени и причин инвалидности в зависимости от характера и степени потери (ограничения) трудоспособности. Разработанная при этом классификация предусматривает следующие основные причины инвалидности: а) вследствие общего заболевания, б) вследствие профессионального заболевания, в) вследствие трудового увечья, г) инвалидность с детства, д) инвалидность до начала трудовой деятельности, е) инвалидность у бывших военнослужащих в связи с боевой травмой.

Классификация инвалидности по степени нарушения трудоспособности и причинам позволяет строго дифференцировать инвалидов в зависимости от состояния их здоровья и трудоспособности, а также условий, при которых наступила инвалидность, что дает, в свою очередь, возможность определить в соответствии с законом характер и объем социальной помощи инвалидам различных групп с учетом причины выхода на инвалидность. Экспертные переосвидетельствования инвалидов предусматриваются с целью осуществления динамического наблюдения за состоянием их здоровья и трудоспособностью инвалидов (через один и два года в зависимости от группы инвалидности).

В зависимости от степени и выраженности нарушений функций организма (в связи с трудоспособностью) установлены три группы инвалидности: I группа — для лиц с полной утратой трудоспособности,



нуждающихся в постороннем уходе; II группа — для лиц с полной или значительно ограниченной трудоспособностью, не нуждающихся в посторонней помощи или уходе; III группа — для лиц с ограничением трудовых функций, нуждающихся в переводе на другую работу, более легкую или менее квалифицированную, так как они по состоянию своего здоровья не могут выполнять (постоянно или на длительное время) прежний объем производственной деятельности.

Статистическое изучение материалов о заболеваемости населения со стойкой утратой трудоспособности позволяет характеризовать с помощью обобщающих коэффициентов уровень, динамику, структуру и причины инвалидности трудящихся, а также весомость экономического урона и ущерба здоровью населения. В этом плане показатели инвалидности должны рассматриваться и оцениваться в качестве важных дополнительных критериев здоровья населения, особенно при статистическом изучении здоровья организованных коллективов населения (различные профессиональные группы рабочих и служащих, военнослужащие и др.).

Обычно различают первичную инвалидность (инвалидизацию) и общую инвалидность. При этом под первичной понимают инвалидность, впервые признанную в данном календарном году; под общей инвалидностью — совокупность инвалидов в населении (его группах).

Инвалидность населения может быть статистически характеризована с помощью следующих обобщающих показателей<sup>1</sup>:

1) показатель частоты инвалидности, который характеризует появление новых инвалидов и определяется количеством инвалидов из числа рабочих и служащих на каждые 10000 (или 1000) работающих;

2) показатель степени (тяжести) инвалидности, характеризующий распределение инвалидов по группам инвалидности, т. е. соответственно тяжести нарушений трудоспособности;

3) возрастно-половые показатели частоты инвалидности, характеризующие количество инвалидов на каждые 10000 (или 1000) работающих в определенных возрастных и половых группах;

4) показатель причин инвалидности по формам болезней, характеризующий роль отдельных заболеваний в инвалидности рабочих и служащих и динамику каждой отдельной группы болезней как причины инвалидности;

5) показатель изменения степени (тяжести) инвалидности, дающий представление об изменениях групп инвалидности и позволяющий ориентироваться в динамике структуры инвалидности в течение года (или иного срока);

6) показатель возвращения инвалидов к трудовой деятельности в связи с восстановлением трудоспособности, дающий представление о том, какое количество всех инвалидов из числа рабочих и служащих, явившихся на очередное переосвидетельствование за определенный срок, было признано трудоспособным.

---

<sup>1</sup> Нестеров В. А., Якобашвили В. А. Инвалидность при сердечно-сосудистых заболеваниях как социально-гигиеническая проблема. М., 1969, с. 89.

Все указанные показатели могут быть определены как для лиц, впервые вышедших на инвалидность, так и для контингентов инвалидов, зарегистрированных в отделах социального обеспечения (в их интенсивном и экстенсивном выражении обычно за календарный год, хотя могут быть взяты и другие периоды).

Т А Б Л И Ц А 148

Структура болезней, ставших причиной инвалидности населения СССР (1957 г.)

Болезни	В % к итогу
Заболевания сердечно-сосудистой системы — всего	22,5
в т. ч. гипертоническая болезнь	8,1
Туберкулез (все формы) — всего	13,4
в т. ч. туберкулез легких	9,4
Заболевания нервной системы	8,9
в т. ч. периферической	1,8
Заболевания костей и суставов (кроме туберкулеза)	8,3
Заболевания органов пищеварения	7,1
в т. ч. язвенная болезнь	3,8
Нарушение или потеря зрения	7,1
Заболевания органов дыхания (кроме туберкулеза)	6,1
Последствия производственных травм (трудоувечья)	4,4
Психические болезни	4,0
Злокачественные опухоли	3,6
Последствия профессиональных отравлений и заболеваний	0,9
Прочие болезни	13,7
<b>Всего</b>	<b>100,0</b>

В СССР к числу основных заболеваний, ведущих к инвалидности, относятся болезни сердечно-сосудистой системы, туберкулез, болезни костей и суставов, нервной системы, органов пищеварения. В табл. 148 приводятся данные о распределении болезней, ставших причиной инвалидности населения СССР<sup>1</sup>.

В 1965 г. по РСФСР около двух третей всех случаев первичной инвалидности произошло также на болезни органов кровообращения (16,2%), туберкулез (6,7%), злокачественные новообразования (9,3%), нервные (10,4%) и психические (5,1%) заболевания и травмы (8,0%)<sup>2</sup>.

Углубленная разработка первичных учетно-статистических документов, а также данных специально организуемых выборочных исследований инвалидности населения СССР, может обеспечить

получение материалов о заболеваемости со стойкой утратой трудоспособности применительно к существующей классификации и номенклатуре болезней, травм и причин смерти восьмого пересмотра.

Выборочные исследования по г. Краснодару, проведенные В. А. Нестеровым и В. А. Якобшвили в 1964 г.<sup>3</sup>, показали, что применительно к новой классификации и номенклатуре болезней в структуре причин инвалидности по классам первое место занимают болезни органов кровообращения (VII класс — 24%), второе — болезни нервной системы и органов чувств (VI класс — 20,6%), третье — инфекционные и паразитарные болезни (I класс — 14%, в том числе до 70% приходится на

<sup>1</sup> БМЭ, т. 11. Изд. 2. М., 1962, с. 382.

<sup>2</sup> Белицкая Е. Я. Проблемы социальной гигиены. Л., 1970, с. 285.

<sup>3</sup> Нестеров В. А., Якобшвили В. А. Инвалидность при сердечно-сосудистых заболеваниях как социально-гигиеническая проблема. М., 1969, с. 91.

долю туберкулеза), четвертое — несчастные случаи, отравления и травмы (XVII класс — 13%), пятое — психозы, неврозы и расстройства личности (V класс — 6,5%).

Ориентировочные уровни общего коэффициента первичной инвалидности, полученные на выборочных данных М. Ю. Магарилом<sup>1</sup>, выражаются следующими коэффициентами: низкие — до 6‰, средние — от 6 до 9‰, высокие — от 9 до 11‰, очень высокие — выше 11‰.

По его же данным (средние за 1955—1965 гг.), общий коэффициент первичной инвалидности на 1000 рабочих и служащих снизился за этот период по РСФСР почти вдвое. Снижение коснулось всех групп инвалидности (I группа — с 0,9 до 0,6‰; вторая — с 5,9 до 4,0‰; третья — с 6,5 до 2,9‰); оно произошло по всем причинам за исключением злокачественных новообразований.

Существенное влияние на уровень первичной инвалидности вследствие отдельных заболеваний оказывает возраст. Так, у работающих на предприятиях частота инвалидности повышается с увеличением возраста от 20—29 лет до 50 лет и старше (на 10000 работающих): по болезням нервной системы от 5,3 до 35,9, по злокачественным опухолям — от 0,7 до 23,7; по болезням сердечно-сосудистой системы — от 3,9 до 71,4<sup>2</sup>.

Е. Я. Белицкая<sup>3</sup> указывает на некоторые особенности статистического изучения инвалидности. Первой из них, по ее мнению, является «наличие трех групп инвалидности, что требует дифференцированного изучения общего и специальных интенсивных коэффициентов, частоты инвалидности по каждой группе отдельно». Также должна представляться и структура инвалидности по формам, группам и классам болезней раздельно по каждой из этих трех групп.

Вторым отличием, также связанным с наличием трех групп инвалидности, является «динамическое изучение изменений и переходов из одной группы в другую». Характеристика этих переходов различна для каждой группы. Если принять, например, за 100% всех инвалидов III группы, то после повторного переосвидетельствования их можно распределить на переведенных в трудоспособные, оставшихся в той же группе, переведенных во II или I группу. Аналогичные переходы прослеживаются и в других группах.

При этом анализе обобщающими показателями могут служить процент инвалидов, улучшивших свою трудоспособность (признанных трудоспособными или понизивших группу инвалидности), ухудшивших свою трудоспособность (перешедших в более высокую группу) и оставшихся без изменений. Эти переходы учитываются по результатам периодических повторных переосвидетельствований во врачебно-трудовых экспертных комиссиях.

<sup>1</sup> Магарил М. Ю. Статистика инвалидности и деятельности органов врачебно-трудовой экспертизы. Автореф. дисс. Л., 1969.

<sup>2</sup> Вольфсон Л. И. Опыт изучения первичной инвалидности рабочих промышленных предприятий. М., 1970, с. 46.

<sup>3</sup> Белицкая Е. Я. Проблемы социальной гигиены. Л., 1970, с. 285.

Объективное представление о динамике инвалидности и смертности инвалидов может быть получено путем построения специальных таблиц инвалидности, аналогичных кратким таблицам смертности.

**Заболеваемость стационарированных больных.** Контингенты стационарированных (госпитализированных) больных только при достаточно высокой доступности стационарной помощи объективно характеризуют заболеваемость населения. Вместе с тем, даже при соблюдении этого условия в ряде случаев данные заболеваемости госпитализированных больных весьма относительно отражают действительное распространение заболеваний. Это в первую очередь относится к таким заболеваниям, как грипп и другие острые респираторные заболевания, корь, ветряная оспа и т. п. С другой стороны, госпитализация таких важных в эпидемиологическом отношении заболеваний, какими являются дизентерия, брюшной тиф, прочие желудочно-кишечные заболевания, в силу особой настороженности медицинских работников, бывает почти исчерпывающей, а соответствующие статистические материалы позволяют объективно оценивать распространенность этих заболеваний в населении.

Основу статистических материалов для изучения заболеваемости стационарированных больных составляют «Карта выбывшего из стационара» (форма № 266) и «История болезни». Вариант «карты выбывшего из стационара», подготовленной к механизированной обработке, приводится на стр. 184.

На основании разработки этих документов могут быть получены статистические материалы об уровне и структуре заболеваемости стационарированных больных той или иной конкретной территории (город, район, область, республика и т. д.) по основным классам, группам и формам болезней.

Специальному статистическому изучению подлежит заболеваемость стационарированных больных с наиболее важными и массовыми заболеваниями, существенно влияющими на здоровье обслуживаемого населения, такими, как болезни органов кровообращения, пищеварения, нервной системы. Осуществленные в СССР статистические разработки материалов о стационарированных больных позволили получить много ценных данных, широко используемых органами и учреждениями здравоохранения. Выявлены важные закономерности заболеваемости стационарированных больных. Уровень и структура этой заболеваемости в значительной степени зависят от возрастно-половых особенностей населения, а также их профессиональной характеристики.

В табл. 149 приводятся интенсивные показатели госпитализации городского населения (на 1000 чел. населения), полученные по материалам выборочных исследований заболеваемости<sup>1</sup>.

Сравнительно высокие показатели госпитализации наблюдаются у детей младшего возраста, они ниже у школьников и подростков, затем постепенно повышаются с увеличением возраста и опять снижаются в 60 лет и старше. Заболеваемость стационарированных женщин особенно

---

<sup>1</sup> Заболеваемость городского населения и нормативы лечебно-профилактической помощи. Под ред. И. Д. Богатырева. М., 1967, с. 473.

высока в возрастных группах 20—39 лет в связи с большим числом случаев госпитализации по поводу беременности, родов и аборт. В структуре заболеваемости стационарированных больных (во всех возрастах) наибольшую долю у мужчин и женщин составляют болезни органов пищеварения, инфекционные болезни, болезни уха, горла и носа, травмы и болезни органов кровообращения.

Т А Б Л И Ц А 149

*Интенсивные показатели госпитализации городского населения разного возраста и пола (число случаев госпитализации в течение года на 1000 населения соответствующего возраста и пола)*

	Возрастные группы									Всего
	до 4 лет	5—6 лет	7—13 лет	14—19 лет	20—29 лет	30—39 лет	40—49 лет	50—59 лет	60 лет и старше	
Средние показатели госпитализации:										
оба пола	262,6	133,2	104,9	112,8	277,6	268,7	185,9	157,5	120,8	195,1
мужчины	273,6	133,0	101,4	599,9	115,8	160,3	185,9	190,9	158,1	147,6
женщины	251,3	133,3	108,7	126,9	419,6	363,4	186,0	136,8	103,0	234,0
Добавлено экспертами:										
оба пола	6,6	5,2	6,6	2,8	8,2	16,6	10,5	14,4	10,4	9,9
мужчины	4,4	5,1	3,5	2,4	8,6	16,7	10,2	15,7	7,7	9,0
женщины	8,9	5,3	10,0	3,4	7,8	16,6	10,6	13,7	11,4	10,8
Суммарные данные:										
оба пола	269,2	138,4	115,6	115,6	285,8	285,3	196,4	171,9	131,2	205,0
мужчины	278,0	138,1	104,9	102,3	124,4	177,0	195,2	206,6	165,8	156,6
женщины	260,2	138,6	118,7	130,3	427,4	370,0	196,6	150,4	114,4	244,8

Статистический анализ материалов о заболеваемости стационарированных больных предусматривает углубленную характеристику уровня заболеваемости основных возрастных, половых и профессиональных групп населения, структуру заболеваемости в тех же группировках по основным классам, группам и формам болезней.

Важнейшими статистическими обобщающими показателями при этом являются:

1) показатели уровня госпитализации населения (на 1000 человек каждой возрастно-половой, профессиональной и др. групп);

2) показатели структуры госпитализации по классам, группам и формам болезней (в пределах качественно-однородных групп населения);

3) показатели средней длительности пребывания на койке по поводу конкретного заболевания (группы болезней, класса болезней);

4) показатели кратности госпитализации (по отдельным нозологическим формам, группам и классам болезней в пределах качественно-однородных групп населения);

5) показатели исходов лечения.

Исходы лечения по материалам стационарированных больных имеет смысл определять в отношении тех заболеваний, лечение которых в ос-

новном заканчивается в больнице (острые заболевания или обострения ряда хронических болезней). При этом следует иметь в виду зависимость летальности от возрастно-полового состава больных.

В отношении больных хроническими болезнями определение исходов лечения в стационаре лишено практического значения, так как окончательный исход такого больного может быть установлен только путем катамнестического наблюдения (см. гл. XVIII).

**Заболеваемость населения по данным медицинских осмотров.** В связи с расширяющимся объемом диспансеризации населения в СССР метод изучения заболеваемости по данным медицинских осмотров приобретает всё большее значение. При этом имеются в виду все виды активного наблюдения за состоянием здоровья отдельных групп населения, а также периодические, профилактические и другие массовые медицинские осмотры населения.

Сами по себе медицинские осмотры не могут служить единственным источником изучения заболеваемости, так как с их помощью можно учесть только случаи хронических заболеваний и, кроме того, в процессе массовых обследований трудно добиться унифицированного подхода к разграничению состояний здоровья и болезни. Несмотря на упомянутые недостатки, результаты осмотров целесообразно использовать при изучении заболеваемости наряду с другими методами. Наиболее ценным в изучении заболеваемости населения по данным медицинских осмотров является учет фактически болевших лиц со всем многообразием встречающихся у них заболеваний, что в значительной мере может дополнять данные текущего учета заболеваемости (по обращаемости). Данные медицинских осмотров позволяют внести поправки в материалы о заболеваемости населения по данным обращаемости. При этом особенно надежными являются данные комплексных медицинских осмотров, осуществляемых с привлечением всех основных специалистов (терапевт, хирург, невропатолог, отиатр, офтальмолог и др.). Такого рода осмотры в обязательном порядке проводятся в организованных коллективах: школьники, допризывники, военнослужащие, спортсмены, студенты. Особенно широко рекомендуется применять эту методику в работе научно-исследовательских институтов, решающих специальные задачи по выявлению больных с теми или иными заболеваниями (туберкулез, злокачественные новообразования, зуб, грибковые заболевания, болезни сердечно-сосудистой системы и др.).

Большое комплексное медицинское обследование было осуществлено в 1961—1962 гг. Московским НИИ гигиены им. Ф. Ф. Эрисмана в г. Ступино<sup>1</sup>.

На каждую 1000 осмотренных было выявлено 839,5 случая ранее не известных по обращаемости различных, длительно протекающих заболеваний. Дальнейшее изучение позволило установить, что среди них имело место наличие начальных форм ряда тяжелых хронических заболеваний, которые еще не приводили к утрате трудоспособности и не вызывали серьезных расстройств жизнедеятельности организма, но

---

<sup>1</sup> Материалы опубликованы в кн.: Заболеваемость городского населения и нормативы лечебно-профилактической помощи. Под ред. И. Д. Богатырева. М., 1967.

требовали медицинской помощи (табл. 150). Если бы эти больные не были выявлены при медицинском осмотре, значительная часть из них обратилась бы за медицинской помощью в состоянии, затрудняющем успешное лечение и даже угрожающем жизни больного.

Т А Б Л И Ц А 150

*Заболеемость городского населения по данным комплексных медицинских осмотров (на 1000 человек осмотренного населения)*

Болезни (применительно к союзной классификации 1958 г.)	Число ранее неизвестных хронических заболеваний, выявленных при медицинских осмотрах	Из них требуют медицинской помощи	Число ранее известных хронических заболеваний, не подтвержденных при медицинских осмотрах
Инфекционные болезни	14,7	14,0	2,4
Ревматизм	11,0	10,5	2,5
в т. ч. ревматич. порок сердца	7,1	6,8	1,9
Новообразования	31,7	22,3	6,7
в т. ч. злокачественные	2,3	2,2	1,2
доброкачественные женских половых органов	5,9	5,6	2,6
доброкачественные кожи	2,3	0,9	0,1
Болезни эндокринной системы	20,8	19,3	6,4
в т. ч. щитовидной железы	20,4	18,9	6,1
Психические расстройства	13,6	12,3	1,4
Болезни нервной системы	90,9	79,1	26,4
Болезни органа зрения	35,8	20,4	1,1
Болезни уха, горла и носа	178,1	89,5	22,3
Болезни органов кровообращения	180,3	165,6	21,5
в т. ч. гипертоническая болезнь (все стадии)	54,6	53,7	2,9
кардиосклероз атеросклеротический	35,4	32,5	5,0
Болезни органов пищеварения	75,8	47,6	28,8
в т. ч. гастрит хронический	25,8	24,2	15,4
грыжа неущемленная	19,0	3,7	1,1
Болезни костей, мышц и сочленений	27,8	13,7	15,8
Болезни кожи	24,8	12,9	4,2
Болезни мужских половых органов	1,8	1,1	0,2
Болезни женских половых органов	47,2	42,3	37,6
Все болезни . . . .	839,5	599,3	195,3

Основой статистической методики изучения заболеваемости населения является содержание учетного медицинского документа. Для проведения комплексных медицинских осмотров с целью изучения заболеваемости отдельных групп населения или отдельных территориально-административных единиц может быть использована специальная «Карта медицинского осмотра»<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Заболеваемость городского населения и нормативы лечебно-профилактической помощи. Под ред. И. Д. Богатырева. М., 1967, с. 33.

Статистическая разработка материалов медицинских осмотров позволяет получить несколько коэффициентов заболеваемости населения:

- 1) общий интенсивный коэффициент заболеваемости (на 1000 человек обследованных);
- 2) коэффициенты частоты заболеваемости по отдельным группам и формам болезней (на 1000 обследованных);
- 3) коэффициенты структуры заболеваемости обследованных по группам и формам болезней;
- 4) коэффициенты распределения обследованных по состоянию здоровья (по данным заключений медицинской комиссии);
- 5) коэффициенты частоты заболеваемости различных качественно однородных групп населения (по полу, возрасту, профессии, стажу работы и т. д.) в соответствии с принятой группировкой;
- 6) показатель частоты избыточного выявления данного заболевания.

Регулярное проведение медицинских осмотров позволяет собирать статистические материалы, характеризующие как состояние хронической заболеваемости на каждый данный момент (на момент осмотра), так и изменение ее за определенные календарные периоды (между смежными осмотрами). Сочетание данных статистической и динамической характеристики заболеваемости тех или иных групп населения позволяет значительно точнее оценить состояние их здоровья.

Большую помощь в разработке материалов заболеваемости населения по данным медицинских осмотров могут оказать вычислительные машины, так как число признаков в учетных документах и число возможных их сочетаний для осуществления углубленного анализа обычно бывает очень большим.

Статистическое изучение заболеваемости населения может быть осуществлено также по данным о п р и ч и н а х с м е р т и. Структура причин смерти отдельных возрастных, половых, профессиональных и других групп населения позволяет установить наиболее важные и серьезные заболевания, приводящие к смертельным исходам. Методика изучения заболеваемости по данным о причинах смерти изложена в главе XVII.

**Комплексное статистическое изучение и оценка заболеваемости населения.** Многообразие видов заболеваемости и различия в методике их статистического изучения не позволяют до настоящего времени использовать какую-либо единую схему комплексной оценки уровня здоровья населения в целом и его отдельных групп, а также объективно устанавливать тот реальный экономический ущерб, который наносится болезнями обществу.

Попытки создания методов комплексного статистического изучения заболеваемости населения известны уже давно, однако только в самые последние годы были предложены более или менее объективные статистические методики<sup>1</sup>.

Рассмотрим основные направления разработки комплексной методики изучения и оценки заболеваемости населения.

---

<sup>1</sup> См., например, в кн.: Методические основы изучения здоровья населения. М., 1968.



Показатели заболеваемости населения оцениваются в настоящее время в методическом отношении весьма примитивно. Существо принятой методики сравнительной оценки уровня заболеваемости различных групп населения (а также различных административных, территориальных и других единиц) сводится фактически к простому сопоставлению относительных чисел частоты по каждому виду заболеваемости (по общим коэффициентам и по отдельным нозологическим формам, группам и классам болезней). Принятая методика не учитывает вовсе величины различия сравниваемых показателей, не может оценить она и различий в изменениях показателей по тому или иному виду заболеваемости одновременно; тем более нельзя с помощью этой методики получить суммарную оценку уровня заболеваемости той или иной конкретной группы населения, взятой из числа сравниваемых его групп.

Дальнейшее развитие методов оценки заболеваемости населения должно идти, по крайней мере, в трех взаимосвязанных направлениях.

Прежде всего необходимо объективизировать количественную и качественную оценку каждого изолированно взятого показателя заболеваемости. С этой целью могут быть использованы специально разрабатываемые для качественно однородных групп населения оценочные таблицы заболеваемости на основе нормального закона распределения выборочных показателей заболеваемости (Поляков Л. Е.).

Соответствующая математико-статистическая обработка специально собираемых фактических данных о заболеваемости отобранных групп населения позволяет подойти к разработке таких оценочных (нормативных) стандартов заболеваемости. Естественно, что в основе характеристики и оценки уровня сравниваемых показателей в пределах как однородных, так и разнородных по определяющим факторам групп населения должен лежать глубокий и всесторонний качественный анализ данных, оцениваемых с помощью разработанных стандартов.

Качественная градация показателей заболеваемости (низкие, средние, высокие) может быть осуществлена с использованием методики сигмальной оценки. К средним в этом случае могут быть отнесены величины показателей в пределах  $\bar{x} \pm \sigma$ ; к низким — показатели в пределах от  $\bar{x} - 1\sigma$  до  $\bar{x} - 2\sigma$ ; к высоким, соответственно, показатели от  $\bar{x} + 1\sigma$  до  $\bar{x} + 2\sigma$ ; очень низкие и очень высокие — в пределах выше (ниже)  $\bar{x} \pm 2\sigma$ .

Такой подход к оценке уровней сравниваемых показателей заболеваемости отдельных групп населения позволяет перейти от умозрительной их оценки к объективному сопоставлению величин и их дальнейшему научно обоснованному ранжированию в интересах практики здравоохранения. Использование стандартов (по каждому из видов заболеваемости в отдельности) позволит в значительной степени повысить роль и значение данных о заболеваемости населения как критерия практической деятельности органов и учреждений здравоохранения.

Более широкое применение в оценке заболеваемости населения, особенно по данным специальных выборочных исследований, приме-

кающих к переписи населения, может найти метод построения таблиц заболеваемости, аналогичных «таблицам смертности». Вычисленные на их основе показатели представляют собой ценный инструмент биометрического исследования заболеваемости населения в конкретных социально-экономических и физико-географических условиях (повозрастные вероятностные показатели заболеваемости: вероятность заболевания одного индивидуума из начальной совокупности за любой период времени от рождения; средний возраст больных для каждого возрастного интервала; среднее число больных, привносимое в суммарную заболеваемость вступающими в определенный возраст индивидуумами и др.). Такого рода расчеты наиболее целесообразны в отношении хронических заболеваний или острых заболеваний, дающих стойкий иммунитет. Г. К. Максимов и Н. Н. Таранда на примере гипертонической болезни<sup>1</sup> показали на группе больных, что подобные материалы могут дать объективную характеристику роли каждого возраста в возникновении заболеваемости, т. е. его подверженности данному заболеванию, и получить показатель табличной морбидности  $\Sigma M_x = \Sigma I_x \cdot L_x$  (где  $M_x$  — число больных,  $L_x$  — совокупность населения,  $I_x$  — заболеваемость).

Вторым направлением объективизации оценки заболеваемости качественно однородных групп населения следует считать метод сочетанного изучения и комплексной оценки показателей различных видов заболеваемости: общей заболеваемости по обращаемости, заболеваемости госпитализированных больных, заболеваемости с временной утратой трудоспособности. Эти виды заболеваемости, характеризуя по существу один и тот же процесс в населении, рассматриваются и оцениваются на практике и в научно-исследовательской работе, как правило, вне зависимости друг от друга.

Для обобщающей статистической оценки заболеваемости населения может быть использован, в частности, метод комплексного ранжирования, позволяющий сравнивать заболеваемость большого числа групп населения по сумме ряда отрицательных показателей в отношении каждой группы. Так, сравнивая и оценивая с помощью этого метода заболеваемость нескольких групп рабочих, однородных в возрастно-половом отношении, но отличающихся по своей профессии и стажу работы, можно определить группы, имеющие плохие, средние и хорошие показатели. Качественная характеристика заболеваемости в каждом отдельном случае получается на основе соответствующих количественных показателей, достигающих 10—15 для каждой группы.

В число оцениваемых показателей в каждом отдельном случае целесообразно включать данные, наиболее рельефно характеризующие отрицательные проявления в здоровье конкретно изучаемой группы обследованных лиц (показатели заболеваемости по важнейшим классам болезней, заболеваемости госпитализированных больных и заболеваемости с временной утратой трудоспособности — по числу болевших

---

<sup>1</sup> В кн.: Статистические методы исследования в медицине и здравоохранении. Под ред. Л. Е. Полякова. Л., 1971, с. 144—155.

лиц, долю длительно болеющих лиц среди обследованных каждой данной группы и т. д.).

Метод комплексного ранжирования может быть применен только в отношении данных выборочных медико-статистических исследований, поставленных по относительно широкой программе; периодическая же медицинская отчетность содержит недостаточное число обобщающих показателей в отношении одних и тех же групп населения и не может в силу этого служить материалом для такой оценки.

Третьим направлением в оценке заболеваемости населения является создание алгоритмов комплексной вероятностной оценки основных показателей на основе их сопоставления по уровню наиболее важных классов, групп и форм болезней. Трудоемкость решения этой задачи требует обязательного привлечения для расчетов современной вычислительной техники. Первый опыт подобных разработок получен был в 1965—1967 гг. медицинскими статистиками ВМА им. С. М. Кирова<sup>1</sup>, которым удалось осуществить сравнительную оценку заболеваемости более 50 групп населения на основании одновременного сопоставления в отношении каждой из них данных по 24 обобщающим показателям всех видов заболеваемости.

Существо метода заключается в построении на основе данных массовых выборочных исследований заболеваемости строго отграниченных групп населения (дошкольники, школьники, допризывники, военнослужащие, студенты и др.) специальных оценочных таблиц с последующей вероятностной оценкой по ним фактически получаемых показателей заболеваемости (5—6 классов наиболее выдающихся болезней в составе каждого из учитываемых видов заболеваемости: общая заболеваемость, заболеваемость стационарированных больных и др.). Сумма оценок всех изучаемых показателей, отобранных по их важности, представляет итоговую комплексную вероятностную оценку. Последняя может быть выражена путем качественных определений, удобных для практического использования в работе органов и учреждений здравоохранения (высокая заболеваемость, средняя, ниже средней, низкая, очень низкая заболеваемость).

**Некоторые особенности изучения заболеваемости населения в капиталистических странах.** Постановка изучения заболеваемости населения в большинстве капиталистических стран не вполне отвечает современным требованиям медицинской статистики. Использование и интерпретация данных статистики заболеваемости этих стран должны быть осторожными, поскольку эта статистика строится на недостаточно объективном подборе больных в силу наличия широко развитой системы частной медицинской помощи, а регистрация заболеваемости органами социального страхования в этих странах, как правило, оставляет желать много лучшего в смысле точности диагноза<sup>2</sup>. Ю. А. Добровольский, разработавший большие материалы о заболеваемости насе-

---

<sup>1</sup> Поляков Л. Е., Малинский Д. М. Метод комплексной вероятной оценки состояния здоровья населения. — Сов. здравоохран., 1971, № 3, с. 7—15.

<sup>2</sup> По данным ВОЗ. Цит. по Ю. А. Добровольскому «Здоровье населения мира в XX веке». М., 1968, с. 167—168.

ления в капиталистических странах, считает, что ни в одной стране Запада не существует полноценной статистики заболеваемости. Даже в Англии, где создана государственная служба здравоохранения, попытки организовать изучение заболеваемости не увенчались успехом<sup>1</sup>. Он же указывает, что статистика эпидемических заболеваний, которую принято считать наиболее точной, не всегда удовлетворяет, научным требованиям, так как в условиях частной врачебной практики обязательные извещения о заразных больных не везде строго заполняются. Более широкое распространение в зарубежных капиталистических странах получило изучение общей заболеваемости по материалам выборочных семейных опросов (Япония, Дания, США).

Основным же источником статистических материалов для анализа заболеваемости населения в капиталистических странах является статистика причин смерти населения, которая отражает распространенность главным образом наиболее тяжелых групп болезней, заканчивающихся смертельно. Именно поэтому статистика причин смерти не характеризует распространения среди населения наиболее массовых заболеваний, таких как грипп, ангина и др., а также хронических болезней с низкой летальностью, наносящих тяжелый ущерб здоровью населения и его работоспособности (нервные и психические болезни, болезни органов дыхания, пищеварения и др.).

Используя данные статистики причин смерти для сопоставления между государствами, нельзя не учитывать, что даже в экономически развитых странах Запада отмечаются существенные дефекты в диагностике, регистрации и обобщении данных. Так, по материалам специального обследования, проведенного в США (Пенсильвания), было показано недостаточно высокое качество диагностики: из 2194 случаев смерти от сердечно-сосудистых заболеваний диагноз был признан хорошо или удовлетворительно обоснованным только в 78,2% случаев, сомнительным — в 15,8% и неправильным — в 6%<sup>2</sup>.

Еще хуже обстоит дело в развивающихся странах, где в связи с недостаточным числом врачебного персонала причина смерти далеко не всегда устанавливается врачом.

Во многих экономически развитых странах Запада сравнительно широко используемым источником материалов о заболеваемости населения является статистика госпитализированных больных (Англия, Швеция, Дания, США и др.).

Состав и уровень госпитализированных больных, как было выше показано, не могут дать полной характеристики заболеваемости населения, так как госпитализированные больные не отражают всего состава заболеваний, встречающихся в населении (лечение на дому, амбулаторное лечение и др.). Размеры госпитализации в первую очередь зависят от обеспеченности населения больничной помощью (больничными койками), а, как известно, она неодинакова среди капиталистических стран, тем более она низка в экономически

---

<sup>1</sup> По данным ВОЗ. Цит. по Ю. А. Добровольскому «Здоровье населения мира в XX веке» М., 1968, с. 168.

<sup>2</sup> Добровольский Ю. А. Здоровье населения мира в XX веке. М., 1968, с. 171.

развивающихся странах. Вместе с тем, данные о госпитализированных больных в связи с отсутствием учета общей заболеваемости населения в капиталистических странах, могут использоваться, наряду с материалами о причинах смерти, для изучения и количественной характеристики заболеваемости. Данные о госпитализированных больных могут быть использованы и с целью изучения инвалидизации населения, являющейся одним из критериев его здоровья.

Столь своеобразная система учета и статистики заболеваемости в капиталистических и развивающихся странах объясняется не недооценкой других методов, принятых, например, в СССР и других социалистических странах, а объективными трудностями в их применении, подчас же и просто невозможностью их осуществления в условиях частнопрактикующей медицины капиталистического Запада.

Изучение заболеваемости населения в зарубежных социалистических странах, в условиях государственной системы здравоохранения, созданной в них, осуществляется с использованием всего арсенала научных методов санитарной статистики.

## Глава XXIII

### МЕТОДЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО ИЗУЧЕНИЯ ФИЗИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ НАСЕЛЕНИЯ

**Определение понятия.** Физическое развитие является одним из объективных показателей здоровья населения. Методы статистического учета и анализа данных о физическом развитии населения в СССР получили глубокое научное обоснование и широко используются в практической и научно-исследовательской деятельности учреждений и органов советского здравоохранения.

На больших медико-статистических материалах убедительно доказано, что чем лучше, чем выше показатели физического развития, тем выше, при прочих равных условиях, общий уровень здоровья населения в целом или его отдельных возрастно-половых, профессиональных и других групп.

Широкое использование показателей физического развития в научной и практической деятельности советского здравоохранения объясняется тем, что они, наряду с показателями рождаемости, средней продолжительности предстоящей жизни, дают прямую характеристику здоровья населения.

С известным правом можно допустить, что «динамика физического развития за определенный период представляет в наиболее концентрированном виде обобщенный итог основных изменений в процессах заболеваемости, болезненности, нетрудоспособности, инвалидности и т. д., которые происходили за этот период в коллективе» (А. Б. Шевелев)<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Здоровье и здравоохранение трудящихся СССР. Статист. сборник. М., 1937, с. 9.

Следует указать на нередко допускаемое смешение понятий «физическое развитие человека» (индивидуума) и «физическое развитие коллектива» (качественно-однородной группы населения). В первом случае речь идет о физическом развитии отдельно взятого человека, об особенностях его физического развития в связи с состоянием здоровья, работоспособностью, т. е. речь идет о взаимоотношениях формы и функции.

Изучая организм человека с медицинской точки зрения, следует руководствоваться известным положением о том, что «морфологические и физиологические явления, форма и функция обуславливают взаимно друг друга»<sup>1</sup>, т. е. совершенно обязательно сочетанное рассмотрение морфологических и функциональных признаков организма, находящихся во взаимосвязи.

Физическое развитие индивидуума может быть определено в наиболее общей форме как совокупность признаков, характеризующих состояние и изменения форм и размеров человеческого тела (рост, вес, окружность груди, ширина плеч и др.) и некоторых функциональных признаков организма (жизненная емкость легких, сила различных групп мышц, подвижность грудной клетки и др.), рассматриваемых во взаимосвязи и оцениваемых в их связи с другими данными, характеризующими состояние здоровья и работоспособность человека в целом в конкретных условиях его труда, жизни и быта.

Когда речь идет о коллективе, качественно однородной группе населения, то «физическое развитие» рассматривается уже как один из объективных показателей общественного здоровья. Основу научного изучения в этом случае составляют не особенности физического развития каждого человека в отдельности, но уровень и динамика признаков физического развития всего социально однородного, качественно единого по основным определяющим признакам коллектива. Здесь имеет место переход от медицинского освидетельствования индивидуума к медицинской характеристике коллектива, группы людей, находящихся в определенных условиях конкретной социально-экономической обстановки (условия труда и быта).

Нельзя, естественно, видеть только различия в понятиях физическое развитие индивидуума и коллектива. Их следует рассматривать в единстве, так как без единичного нельзя сделать вывод об общем, коллективном, так же как и частное, единичное не может быть понято, будет неполным, без характеристики целого, общего.

Одним из важнейших основных факторов, определяющих уровень и динамику физического развития населения и его отдельных групп, являются социальные условия. Признаки физического развития — длина тела, вес, окружность грудной клетки — языком цифр говорят о жилищных условиях, условиях питания, труда, воспитания, медицинского и санитарного обслуживания населения. Физическое развитие населения страны является таким образом «тонким индикатором сдвигов, происходящих в экономическом и культурно-бытовом

---

<sup>1</sup> К. Маркс и Ф. Энгельс. Собр. соч., изд. 2, с. 620.

укладе жизни населения»<sup>1</sup>. В этом выражении Л. А. Сыркина, видного отечественного специалиста в области физического развития населения, подчеркивается зависимость физического развития от социально-экономических факторов.

**Социальная среда и физическое развитие.** Социальная среда, социальные условия, в которых находится коллектив, формируют и изменяют его здоровье, в том числе физическое развитие. Кризисы, безработица, обнищание являются непосредственными причинами губительного по своим последствиям разрушения здоровья эксплуатируемых масс трудящегося населения капиталистических стран, худшего их физического развития по сравнению с представителями господствующих классов. К. Маркс неоднократно подчеркивал, что капитал беспощаден к жизни и здоровью рабочих. «... Рабочий ... живет лишь постольку поскольку этого требуют интересы господствующего класса»<sup>2</sup>. Капиталистический способ производства, писал он, «... является расточителем людей, живого труда, расточителем не только тела и крови, но и нервов и мозга»<sup>3</sup>.

ТАБЛИЦА 151

*Физическое развитие детей и подростков в дореволюционной России в зависимости от уровня материальной обеспеченности семей (по данным различных авторов)*

Возраст	Рост тела стоя (в см)						Вес тела (в кг)					
	в средних величинах			в % к детям бедных			в средних величинах			в % к детям рабочих		
	дети бедных семей	дети среднеобеспеч. семей	дети богатых семей	дети бедных семей	дети среднеобеспеч. семей	дети богатых семей	дети рабочих	воспитанники приюта	кадеты	дети рабочих	воспитанники приюта	кадеты
10 лет	128,0	130,4	130,6	100	102,0	102,0	27,59	28,1	29,79	100	101,5	107,9
11 »	131,4	134,1	135,2	100	102,0	102,9	29,13	31,4	32,80	100	107,8	112,6
12 »	135,9	138,4	139,0	100	101,8	102,2	30,93	32,1	35,22	100	103,7	113,8
13 »	140,4	142,6	145,0	100	101,5	103,2	32,72	35,5	39,52	100	108,5	120,7
14 »	146,0	147,9	148,9	100	101,3	102,0	35,19	40,2	44,52	100	114,2	126,5
15 »	153,3	155,6	157,0	100	101,5	102,4	39,35	45,2	50,89	100	114,4	129,3
16 »	159,3	161,7	162,3	100	101,5	101,9	40,04	51,3	56,14	100	128,1	140,2
17 »	163,7	165,6	166,8	100	101,2	101,2	49,75	55,6	58,68	100	111,7	117,9
18 »	166,5	167,8	169,1	100	100,8	101,2	53,86	58,0	59,48	100	107,7	110,4
19 »	167,9	169,6	169,7	100	101,0	101,1	56,00	59,5	62,48	100	106,2	111,5

В табл. 151 приводятся для иллюстрации сравнительные данные об уровне роста и веса тела у школьников дореволюционной России из семей с различной материальной обеспеченностью, опубликованные отечественными исследователями в 1892—1902 гг. и собранные нами из различных изданий. Рассчитанные относительные числа

<sup>1</sup> БМЭ, т. 33, Изд. 2. М., 1963, с. 760.

<sup>2</sup> Маркс К и Энгельс Ф. Собр. соч., изд. 2, т. 4, с. 439.

<sup>3</sup> Там же, т. 25, ч. 1, с. 101.

наглядности убедительно подтверждают выявленные социальные различия в уровне роста и веса детей и подростков. Аналогичные данные получены также рядом зарубежных авторов.

Многочисленные статистические материалы, собранные и опубликованные в СССР, наглядно характеризуют определяющее положительное влияние социальных условий и их преобразований на уровень и динамику физического развития всех групп населения нашей страны.

Особенно показательны в этом отношении статистические данные, полученные для одних и тех же возрастно-половых групп населения, в первую очередь детей и подростков, в одних и тех же географических зонах в до- и послереволюционный периоды.

Т А Б Л И Ц А 152

*Динамика физического развития учащихся пос. Глухово Московской области за 1880—1962 гг. \**

Возраст (в годах)	Мальчики						Девочки					
	1890— 1885	1927	1934	1945	1956	1962	1880— 1885	1927	1934	1945	1956	1962
	Рост (см)											
8			119,8	116,5	121,8	123,5			119,6	116,2	121,9	122,5
9	—	123,8	123,9	122,5	127,3	127,4	—	123,2	123,6	122,0	126,0	126,3
10	122,4	127,5	128,3	127,5	133,1	134,8	123,0	127,4	128,5	126,0	132,8	132,5
11	126,3	131,6	132,1	129,9	135,6	137,1	126,5	130,3	132,1	130,0	138,8	139,5
12	129,9	136,5	137,1	134,2	140,3	143,2	131,0	137,4	138,3	135,7	143,8	144,9
13	134,4	140,2	141,0	140,0	147,4	147,9	135,5	141,6	143,1	140,4	148,6	150,8
14	137,7	145,6	147,2	143,8	154,6	156,1	140,0	147,7	148,5	146,9	152,6	154,4
15	141,2	152,1	153,4	—	157,3	162,3	143,5	150,6	152,6	—	154,2	156,8
Вес (кг)												
8	—	—	23,1	21,4	24,2	29,8	—	—	21,6	21,2	23,4	23,9
9	—	24,2	24,6	24,2	26,5	26,3	—	23,9	24,5	23,0	25,8	25,3
10	25,6	26,9	27,1	26,5	29,6	29,0	—	25,4	26,4	25,1	29,0	28,3
11	27,6	28,5	29,3	28,0	31,7	32,1	—	27,5	28,5	27,4	33,1	32,0
12	29,1	31,0	31,6	30,3	34,7	36,0	—	30,7	32,3	30,9	36,1	36,9
13	30,3	32,6	33,6	33,3	39,1	39,1	—	34,7	35,7	34,5	41,1	41,8
14	32,7	36,2	37,2	37,2	41,4	45,5	—	39,0	40,6	40,1	45,3	47,5
15	35,2	41,2	42,5	—	48,1	51,9	—	—	45,5	—	49,0	50,6
Окружность груди (см)												
8	—	—	61,0	60,7	60,6	61,3	—	—	58,4	58,3	58,7	58,9
9	—	61,9	62,8	62,0	61,3	62,5	—	60,2	60,7	60,8	60,8	62,0
10	61,9	63,1	64,4	64,0	64,8	64,3	59,2	61,7	62,3	62,3	63,2	63,7
11	63,1	65,4	66,2	66,0	66,8	66,1	61,7	62,7	64,6	64,9	66,1	65,3
12	64,5	67,2	67,6	67,8	68,8	68,1	62,9	65,7	66,3	67,7	68,8	67,9
13	66,2	68,3	69,1	70,4	72,0	70,7	64,9	68,5	69,4	70,5	73,0	72,1
14	67,4	70,9	71,8	72,5	74,8	75,1	67,3	72,0	72,4	74,9	76,1	74,8
15	69,2	74,5	75,1	—	76,5	78,8	70,1	75,0	75,4	—	77,4	77,0

\* Сальникова Г. П. Физическое развитие школьников. М., 1968, с. 36.



Изучение физического развития школьников подмосковного поселка Глухово, проведенное до революции Ф. Ф. Эрисманом и в послереволюционный период Л. А. Сыркиным (1927 г., 1934 г.) и Г. П. Сальниковой (1962 г.), показало, что уровень основных размеров тела у учащихся в возрасте 9—12 лет значительно увеличился (рост—на 3,8 см, вес—на 1—5 кг, окружность груди—до 5 см) (табл. 152).

ТАБЛИЦА 153

Физическое развитие учащихся г. Москвы \*

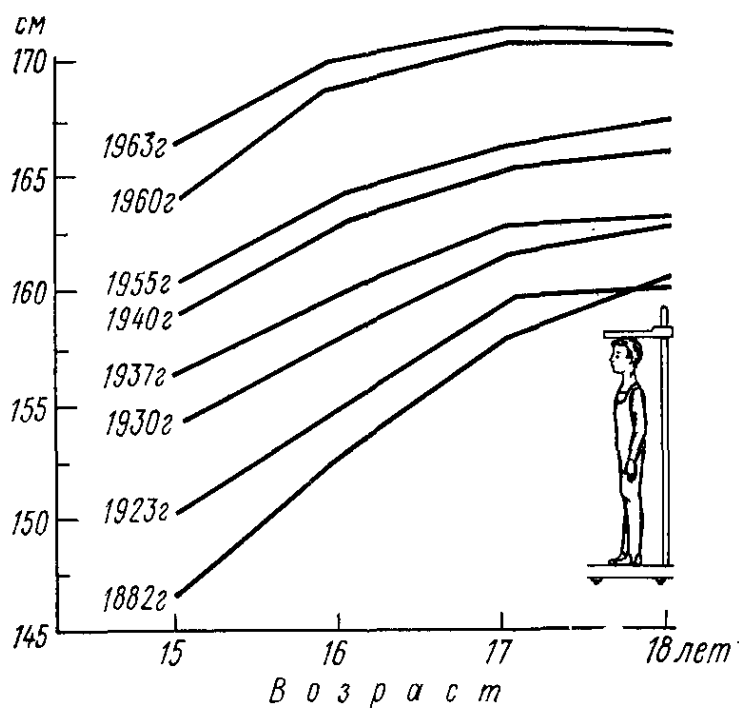
Возраст (в годах)	Мальчики				Девочки			
	1889— 1890 гг.	1925 г.	1939— 1940 гг.	1958— 1959 гг.	1889— 1890 гг.	1925 г.	1939— 1940 гг.	1958— 1959 гг.
Рост (см)								
9	124,8	124,9	128,8	130,4	129,0	123,8	127,2	129,9
10	130,3	128,1	132,2	135,1	134,0	128,2	131,6	134,7
11	133,8	131,9	136,6	140,1	139,0	133,8	136,5	141,2
12	138,0	137,5	140,0	144,7	143,5	137,0	141,3	146,6
13	142,5	141,2	145,8	151,0	150,0	143,5	148,2	152,8
14	147,8	145,4	151,4	157,7	153,0	147,8	152,0	156,6
15	155,6	151,9	157,5	163,8	154,0	153,4	156,1	158,6
Вес (кг)								
9	23,6	24,9	26,6	28,4	26,5	23,7	25,8	27,8
10	26,7	26,6	28,8	31,1	28,6	26,3	28,4	30,3
11	28,7	28,6	31,3	33,8	31,9	29,2	31,0	34,5
12	31,2	32,3	33,7	36,9	36,1	31,5	34,6	38,7
13	34,0	34,2	37,2	41,4	41,1	35,5	39,8	44,1
14	37,5	37,7	41,6	46,4	45,1	39,9	43,6	47,8
15	43,9	42,1	47,1	52,2	47,3	45,8	48,9	50,6
Окружность груди (см)								
9	59,8	61,8	61,9	63,8	нет сведений	59,8	60,0	62,0
10	62,4	64,2	63,7	65,7		62,4	62,0	63,9
11	63,6	65,1	65,5	67,5		64,0	64,5	67,2
12	65,1	67,5	67,4	68,7		66,0	67,0	70,0
13	67,1	69,1	69,9	72,6		68,8	70,5	73,7
14	69,7	71,5	72,7	75,2		71,5	73,5	76,7
15	73,8	74,7	76,5	79,2		75,7	76,6	78,0

\* По материалам Д. И. Арон, А. Б. Ставицкой, Г. П. Сальниковой.

Существенные положительные изменения произошли в уровне физического развития учащихся г. Москвы по сравнению с дореволюционным периодом (1889—1890 гг.) уже к 1939—1940 гг. (табл. 153, рис. 36). Так, рост мальчиков в возрастах 10, 12, 15 лет

увеличился на 1,9—2,0 см, а в возрастах 9, 13, 14 лет даже на 3,3—3,6 см; вес соответственно увеличился от 2,1—2,5 кг до 3,2—4,1 кг; окружность груди от 1,3—1,9 см в возрасте 10, 11 лет и до 2,8—3,0 см в возрасте 13—15 лет. Аналогичные сдвиги были зарегистрированы и у девочек, а также у сельских школьников Московской и других областей.

Обследование физического развития одновозрастных групп школьников г. Москвы через 13—14 лет после окончания Великой Отечественной войны в 1958—1959 гг. позволило установить факт дальнейшего улучшения их физического развития. Несмотря на ухудшение физического состояния в годы войны, в послевоенные годы уровень физического развития школьников г. Москвы, в том числе



и родившихся в военные годы, превышал соответствующие довоенные показатели их сверстников (по росту — до 6,5 см, по весу — до 5,0 кг, по окружности грудной клетки — 3 см).

Зависимость физического развития населения от социально-экономических

Рис. 36. Изменения роста у подростков Москвы за 1882—1963 гг. (по Г. А. Баткису и Л. Г. Лекареву).

По оси абсцисс — возраст, по оси ординат — рост.

условий является очевидной для советских врачей, чего, однако, нельзя сказать в отношении некоторых буржуазных ученых, считающих, что ведущая роль в физическом развитии отдельных групп населения принадлежит их генотипическим особенностям.

Определяющую роль внешней среды в жизнедеятельности организма еще в XIX и начале XX вв. подчеркивали знаменитые русские врачи и ученые — И. М. Сеченов, С. П. Боткин, А. А. Остроумов, И. П. Павлов.

И. П. Павлов обосновал физиологическую зависимость взаимоотношений среды и организма, указывая при этом, что «совершенное уравнивание» организма как системы с внешней средой обеспечивает его существование.

Следует еще раз подчеркнуть, что основную, решающую роль в отношении человеческих коллективов играют прежде всего условия социальной среды, являясь для них «внешней средой» в широком смысле этого слова. Влияние социальной среды на физическое развитие было доказано еще в дореволюционный период Ф. Ф. Эрисманом, Е. М. Дементьевым, В. А. Левицким и др., а советская действительность блестяще подтвердила социальную обусловленность

как уровня здоровья населения в целом, так и физического развития в частности.

Изучение физического развития населения в России и СССР. Наблюдение за физическим развитием населения в СССР является обязательной составной частью государственной системы медицинского контроля за здоровьем. Оно носит систематический характер и распространяется на многие возрастно-половые группы населения.

Использование данных о физическом развитии для оценки состояния здоровья отдельных групп населения непосредственно связано в СССР с военной антропометрией и относится к началу второй половины XIX в. Впервые антропометрические измерения были применены в России в массовом порядке военным врачом Ф. Грудзинским (1874 г.) при освидетельствовании новобранцев для определения годности их для службы в армии.

Значительное расширение санитарно-статистических исследований в России в последней четверти прошлого века связано с работами, выполненными Ф. Ф. Эрисманом и его сотрудниками (Е. М. Дементьев, А. В. Погожев, В. А. Левицкий и др.), которые впервые в России осуществили классические статистические исследования физического развития различных групп населения. Под руководством Ф. Ф. Эрисмана было проведено, в частности, санитарное исследование фабричных заведений Московской губернии. Антропометрическим измерениям было подвергнуто свыше 100 000 человек в возрасте от 8 до 80 лет, в том числе около 26 тысяч детей и подростков. В результате этой огромной работы были получены данные об уровне физического развития основных возрастно-половых групп рабочего населения дореволюционной России и о влиянии капиталистических условий труда, жизни и быта на их здоровье. Ф. Ф. Эрисманом был сделан важный научный вывод о том, что влияние рода занятий и соединенного с ним образа жизни является преобладающим «в отношении физического развития рабочего и его здоровья в целом». Материалы, собранные и статистически обработанные Ф. Ф. Эрисманом, до настоящего времени служат основой для сравнений и сопоставлений физического развития населения России и СССР.

В. А. Левицкий, обследовавший около 8000 призывников Подольского уезда, осуществил комплексный социально-гигиенический анализ здоровья населения и условий его жизни и доказал отрицательное влияние вредных условий жизни на уровень показателей физического развития, детской смертности, выживаемости допризывного возраста и заболеваемости. Все эти и многие другие материалы отечественных санитарных статистиков позволяют объективно показать огромное положительное влияние новых условий труда и быта, созданных в СССР, на здоровье населения и его физическое развитие.

Исследования физического развития населения СССР были на принципиально новой основе широко развернуты после Великой Октябрьской социалистической революции.

Если в дореволюционной России исследования физического развития касались населения только немногих губерний, то уже к пер-

вому десятилетию Октября в СССР по единому плану и программе были осуществлены обширные исследования физического развития призывного населения страны, подростков, школьников и ряда других групп населения (С. М. Богословский, П. И. Куркин, Л. А. Сыркин, А. Б. Шевелев, и др.).

Опубликованные ЦУНХУ Госплана СССР сравнительные данные о динамике физического развития призывных контингентов населения страны за 1912—1935 гг. показали существенные положительные сдвиги в здоровье нашего народа уже к двадцатилетию Советской власти<sup>1</sup>.

Особенно широкий размах получили исследования физического развития населения СССР в период после Великой Отечественной войны (1947-1969 гг.). За эти годы была значительно усовершенствована методика сбора и обработки данных, внедрена методика составления стандартов для оценки физического развития детей, подростков, призывников, военнослужащих и других групп населения, опубликованы обширные фактические материалы об уровне и изменениях физического развития населения различных советских городов, районов, республик.

Наблюдение и контроль за физическим развитием человека начинаются в СССР с момента рождения ребенка: уже в родильном доме специально изучаются особенности физического развития новорожденных. Эта работа продолжается в детских поликлиниках и дошкольных учреждениях. Обязательному наблюдению и медицинскому контролю подлежит физическое развитие советских школьников, в том числе воспитанников Суворовских и Нахимовских военных училищ. Школьные врачи, пользуясь разработанными возрастными стандартами физического развития однородных этнических групп, могут производить групповую и индивидуальную оценку уровня физического развития и корректировать по мере надобности физическое развитие школьников методами физического воспитания.

Особенно велики роль и значение показателей физического развития молодежи в возрасте до 16—17 лет. Именно в этот период можно с большим успехом осуществлять направленные изменения морфологии организма — его формы, размеров и пропорций тела — влиять на них методами и способами физического воспитания.

Наблюдения за физическим развитием взрослого населения проводятся в нашей стране в допризывный период, при призыве в Вооруженные Силы Союза СССР и во время военной службы, а также при единовременных периодических углубленных медицинских осмотрах различных групп промышленных рабочих, рабочих и служащих других отраслей народного хозяйства СССР, студентов, спортсменов и пр.

Наблюдение и контроль за физическим развитием населения, осуществляемые, как правило, в процессе проведения медицинских осмотров, являются следствием профилактических основ советского

---

<sup>1</sup> Здоровье и здравоохранение трудящихся СССР. М., 1937.

здравоохранения. Вместе с тем, они имеют большое практическое и научное значение. Собираемые в процессе текущего медицинского контроля, эти материалы обобщаются и анализируются с использованием современных методов статистики и вычислительной техники. Все это требует унификации материалов по физическому развитию населения как в период сбора данных первичных наблюдений, так и при осуществлении их научно-статистической обработки, сопоставлений и анализа. Изучение материалов об уровне и динамике физического развития должно проводиться в качественно однородных группах населения по возрасту, полу, этнической принадлежности, условиям труда, жизни, быта, климатическим условиям, в количестве, достаточном для получения достоверных статистических выводов.

Основными задачами изучения физического развития населения в СССР являются:

а) наблюдение за уровнем и изменениями в физическом развитии различных групп населения:

б) углубленное изучение возрастно-половых закономерностей физического развития населения в связи с особенностями условий жизни, труда и быта, характером и формами медицинского обслуживания, занятиями спортом и др.;

в) разработка возрастно-половых оценочных норм — стандартов физического развития населения для различных этнических групп в различных климатических зонах и экономических районах страны.

В основу изучения физического развития населения кладутся данные антропометрических измерений, проводимых во всех медико-санитарных и других учреждениях СССР по строго унифицированной программе. К проведению обследований должен допускаться медицинский персонал, хорошо владеющий методикой и техникой антропометрических измерений.

Антропометрические измерения проводятся обычно либо в процессе практической работы медицинского учреждения, либо по специально разработанной программе научного исследования группой научных работников научно-исследовательского института. В последнем случае, как правило, антропометрические измерения являются частью более широкого круга медицинских исследований (медико-физиологические, биохимические и др.).

Антропометрические измерения в процессе практической работы медицинских учреждений должны проводиться в отношении отдельных групп населения в следующем порядке:

— новорожденные измеряются в родильных домах при рождении и выписке из родильного дома;

— дети первого года жизни, а также дети в возрасте от одного года до трех лет — в детских яслях и детских поликлиниках ежемесячно;

— дети от трех до семи лет — в детских садах и детских поликлиниках — два раза в год;

— дети и подростки (школьники) от 7 до 18 лет — в школах (в том числе спецшколах, Суворовских и Нахимовских училищах) — 1—2 раза в год;

— учащиеся ремесленных училищ (до 18 лет), учащиеся и студенты училищ и институтов — по месту учебы при проведении медицинских осмотров один раз в год;

— допризывники — в военкоматах по месту жительства (при приписке и при призыве);

— рабочая молодежь — в медико-санитарных частях предприятий при проведении медицинских осмотров;

— военнослужащие ВС СССР, КГБ, МООП — в медицинских пунктах соответствующих частей и учреждений по месту службы при проведении углубленных медицинских обследований — один-два раза в год;

— спортсмены — в медико-санитарных учреждениях спортивных обществ в установленном порядке.

Все шире охватываются медицинскими обследованиями группы рабочих и служащих государственных предприятий и учреждений СССР.

К числу основных антропометрических признаков, обычно регистрируемых в процессе массовых медицинских обследований населения, относятся: рост тела (стоя и реже — сидя), вес, окружность грудной клетки (это так называемые соматометрические признаки физического развития). Основными функциональными признаками физического развития являются: жизненная емкость легких (спирометрия), экскурсия груди, мышечная сила (динамометрия — ручная и станковая).

С целью индивидуальной характеристики и оценки физического развития используются, кроме того, описательные признаки: характер мускулатуры, степень ожирения, половое развитие, форма грудной клетки, тип телосложения и др.<sup>1</sup>

Специального внимания заслуживают наблюдения за состоянием и изменениями дееспособности организма человека. Большое значение в этом плане имеют статистические материалы о параметрах сердечно-сосудистой системы, нервной системы, органов дыхания и других систем, а также данные об их изменении при патологических состояниях. В процессе массовых медицинских осмотров с успехом используются, например, в спортивной медицине, в работе медицинской службы ВС СССР такие методы медико-физиологических исследований сердечно-сосудистой системы, как функциональные пробы с нагрузкой и без нагрузки, с дробной и нарастающей нагрузкой и др. (трехминутный степ-тест; проба Летунова). Широкое применение получили эти методы также в авиационной и космической медицине, в практике исследований по профессиональной гигиене.

Важной задачей методологии санитарной статистики в настоящее время является разработка научно обоснованной комплексной оценки показателей физического развития, состояния здоровья и функциональных возможностей индивидуума (т. е. его дееспособности). Такая

---

<sup>1</sup> Техника антропометрических исследований изложена в руководствах: Бунак В. В. Антропометрия. М., 1941; Ставицкая А. Б., Арон Д. И. Методика исследования физического развития детей и подростков. М., 1959.

оценка должна быть объективной, базироваться на количественных критериях и быть воспроизводимой, т. е. по возможности в максимальной степени не зависеть от лица, производящего обследование.

Подобного рода оценка использовалась до последнего времени медицинской службой ВС СССР (физическое состояние обследованных), однако в настоящее время продолжаются поиски более адекватных методик индивидуальной оценки дееспособности.

Регистрация данных о физическом развитии в процессе текущего медицинского наблюдения и контроля осуществляется в установленных документах медицинского учета (индивидуальная карта развития ребенка, вкладыш к амбулаторной карте, контрольная карта диспансерного наблюдения, учетно-контрольная карточка спортсмена, медицинская карта призывника, медицинская книжка военнослужащего и др.).

Сбор первичных данных о физическом развитии тех или иных конкретных групп населения с научно-исследовательскими целями осуществляется, как правило, по специально разработанным программам наблюдения в зависимости от конкретных целей и задач исследования.

Для углубленного изучения физического развития детей, подростков и взрослого населения могут быть предложены следующие учетно-статистические документы (стр. 332), составленные применительно к требованиям механизированной обработки медико-статистических данных<sup>1</sup>. В зависимости от задач исследования предлагаемые документы могут быть изменены.

Углубленное изучение уровня и динамики физического развития той или иной конкретной группы взрослого населения может быть осуществлено с использованием другого учетно-статистического документа, также разработанного с учетом современных требований механизированной обработки медико-статистических материалов (стр. 334).

Подготовка схем шифровки (кодирования) и перфорации представленных «карт» осуществляется в соответствии с указаниями, сделанными ранее (гл. XIV) путем разработки специальных инструкций с правилами ведения и заполнения каждой конкретной «карты».

**Статистическая обработка данных и групповая оценка физического развития.** Статистическая обработка собранных количественных данных о физическом развитии той или иной группы населения может быть сведена практически к следующим основным операциям:

а) логический и счетный контроль (проверка) первичных медицинских данных;

б) качественная группировка (по полу, возрасту, этнической принадлежности, профессии или специальности, по состоянию здоровья и т. д.);

---

<sup>1</sup> «Карта исследования физического развития детей и подростков» построена применительно к аналогичному документу, предложенному А. Б. Ставицкой и Д. И. Арон (В кн.: Методика исследования физического развития детей и подростков. М., 1959, приложение I).

# Карта физического развития детей и подростков

## I. Общие сведения

Для шифров

Фамилия \_\_\_\_\_ имя \_\_\_\_\_ отчество \_\_\_\_\_

1. Пол: мужской-1, женский-2

2. Дата рождения: год \_\_\_\_\_ месяц \_\_\_\_\_ число \_\_\_\_\_

--	--	--

3. Место обследования: область \_\_\_\_\_ город (село) \_\_\_\_\_

--	--

4. Место рождения: область \_\_\_\_\_ город (село) \_\_\_\_\_

--	--

5. Проживает в месте обследования лет \_\_\_\_\_

6. Народность (национальность) отца \_\_\_\_\_ матери \_\_\_\_\_

--	--

7. Перенесенные болезни \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_

8. Занятия физической культурой и спортом \_\_\_\_\_

9. Состояние здоровья (диагноз) \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_

## II. Физическое развитие

10. Длина тела (рост) в см.: стоя \_\_\_\_\_ сидя \_\_\_\_\_

--	--

11. Вес тела в кг \_\_\_\_\_

12. Окружность в см. — головы \_\_\_\_\_

грудной клетки: вдох \_\_\_\_\_, выдох \_\_\_\_\_ пауза \_\_\_\_\_

--	--	--

плеча \_\_\_\_\_

бедра \_\_\_\_\_

голени \_\_\_\_\_





## Макет карты для углубленного динамического изучения физического развития взрослого населения

Порядковый номер обследования		00	1	2	3	4	5	6	7	8	
Дата обследования	Год — последняя цифра	01									
	Месяц — арабскими цифрами. Например: май — 05, ноябрь — 11	02									
	Рост (см) — вписать две последние цифры. Например: рост — 172,8 см, шифр — 72; рост — 200,8, шифр — 00; рост — 205,0 см, шифр — 05	03									
	Вес (кг) — вписать две цифры; при весе 100 кг и выше — две последние цифры. Например: вес — 67,7, шифр — 67; вес — 104,5 кг, шифр — 04.	04									
	Окружность груди (см) — вписать две цифры; при окружности груди 100 см и больше — две последние цифры. Например: окружность груди — 91,5 см, шифр 91; окружность груди — 104,8 см, шифр — 04	Спокойно	05								
		При вдохе	06								
		При выдохе	07								
	Спирометрия (см <sup>3</sup> ) — вписать две первые цифры. Например: спирометрия — 4700, шифр — 47; спирометрия — 5000, шифр — 50	08									
	Динамометрия (кг) — вписать две цифры. Например: динамометрия — 57,7 кг, шифр — 57; динамометрия 64,2 кг, шифр — 64	Правой	09								
		Левой	10								

Записываются только целые числа. Дробное значение показателя округляется в меньшую сторону.  
Если исследование не проводилось, ставится прочерк.

в) количественная группировка и построение рядов распределения (вариационных рядов) изучаемых признаков физического развития (рост, вес, окружность грудной клетки и др.) в пределах каждой качественно однородной группы;

г) вычисление средних величин каждого признака физического развития ( $\bar{x}$ ,  $M_0$ ,  $M_e$ );

д) оценка колеблемости рядов распределения и вариации признаков — определение среднего квадратического отношения ( $\sigma$ ) и коэффициента вариации ( $V$ );

е) оценка статистической достоверности полученных средних величин и значимости (надежности) различий между ними (за сравниваемые годы, между различными группами и т. д.);

ж) вычисление критериев связи между изучаемыми признаками физического развития ( $r$ ,  $\eta$ ,  $R$ ).

Анализ разработанных материалов должен базироваться на:

— знании закономерностей физического развития основных возрастно-половых групп населения;

— сопоставлении полученных данных с аналогичными данными за предыдущие годы;

— сопоставлении разработанных данных с соответствующими литературными материалами.

Высококачественная и глубокая по своему содержанию обработка материалов о физическом развитии населения может быть сделана только при широком использовании современных математико-статистических методов анализа и вычислительной техники (клавишные, перфорационные или электронные вычислительные машины).

ТАБЛИЦА 154

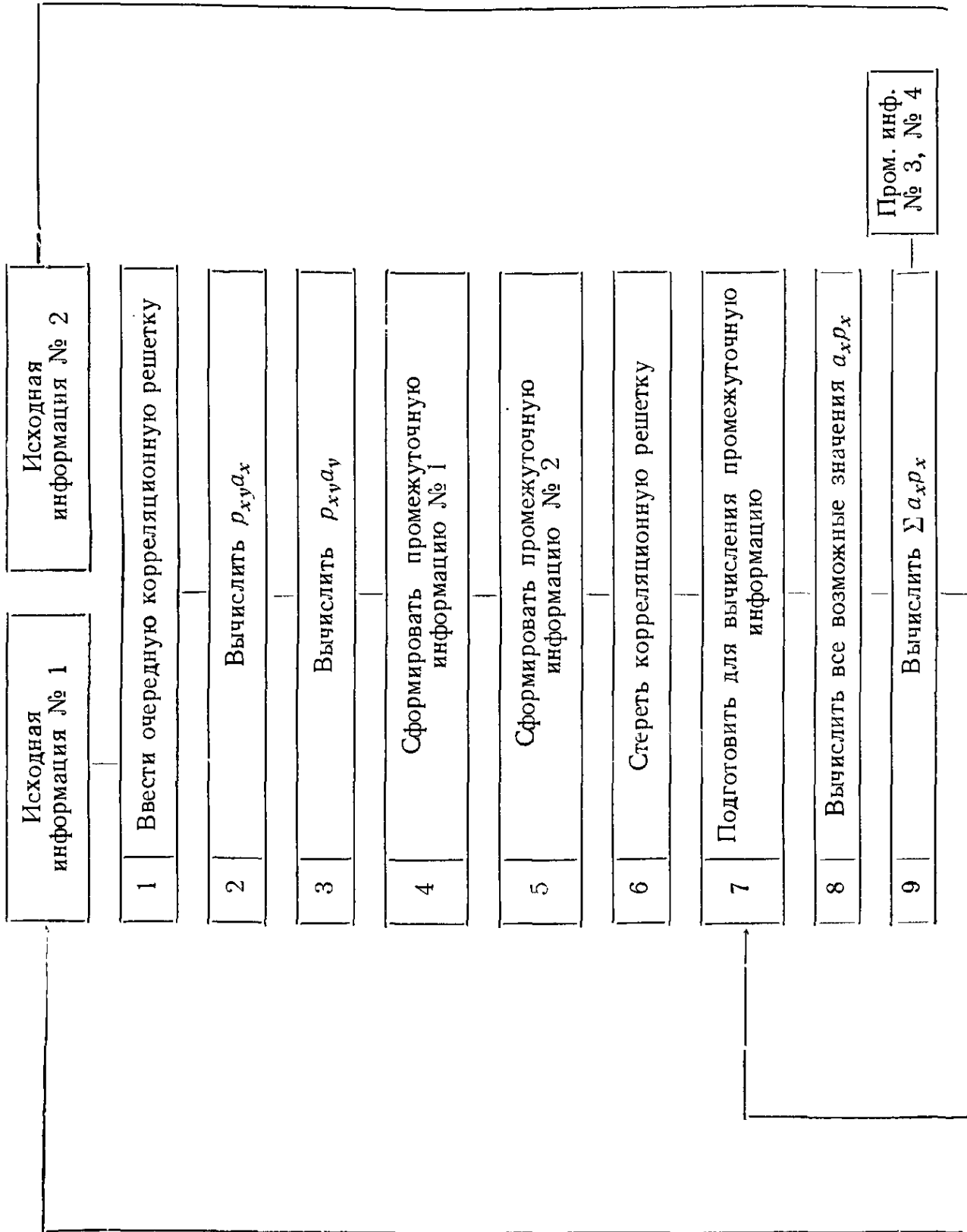
Статистическая характеристика физического развития обследованных подростков (макет таблицы)

Признаки физического развития	Возраст	Число обследованных $n$	Юноши								Девушки	
			min—max	$\bar{x} \pm m$	$\sigma$	$V$	$r \pm m_r$	$R_{x/y}$	$R_{y/x}$	$\sigma_R$	То же самое	
Рост стоя (см) $x$	14											
	15											
	16											
	17											
Вес (кг) $y$	14											
	15											
	16											
	17											

и т. д. по каждому признаку физического развития.

Приведем в качестве примера макет сводной аналитической таблицы, характеризующей физическое развитие обследованной группы подростков (табл. 154). Мода и медиана указываются лишь в тех случаях, когда выявляется асимметрия. В таком случае следует рассчитать и

Принципиальная блок-схема вычисления основных статистических показателей рядов распределения



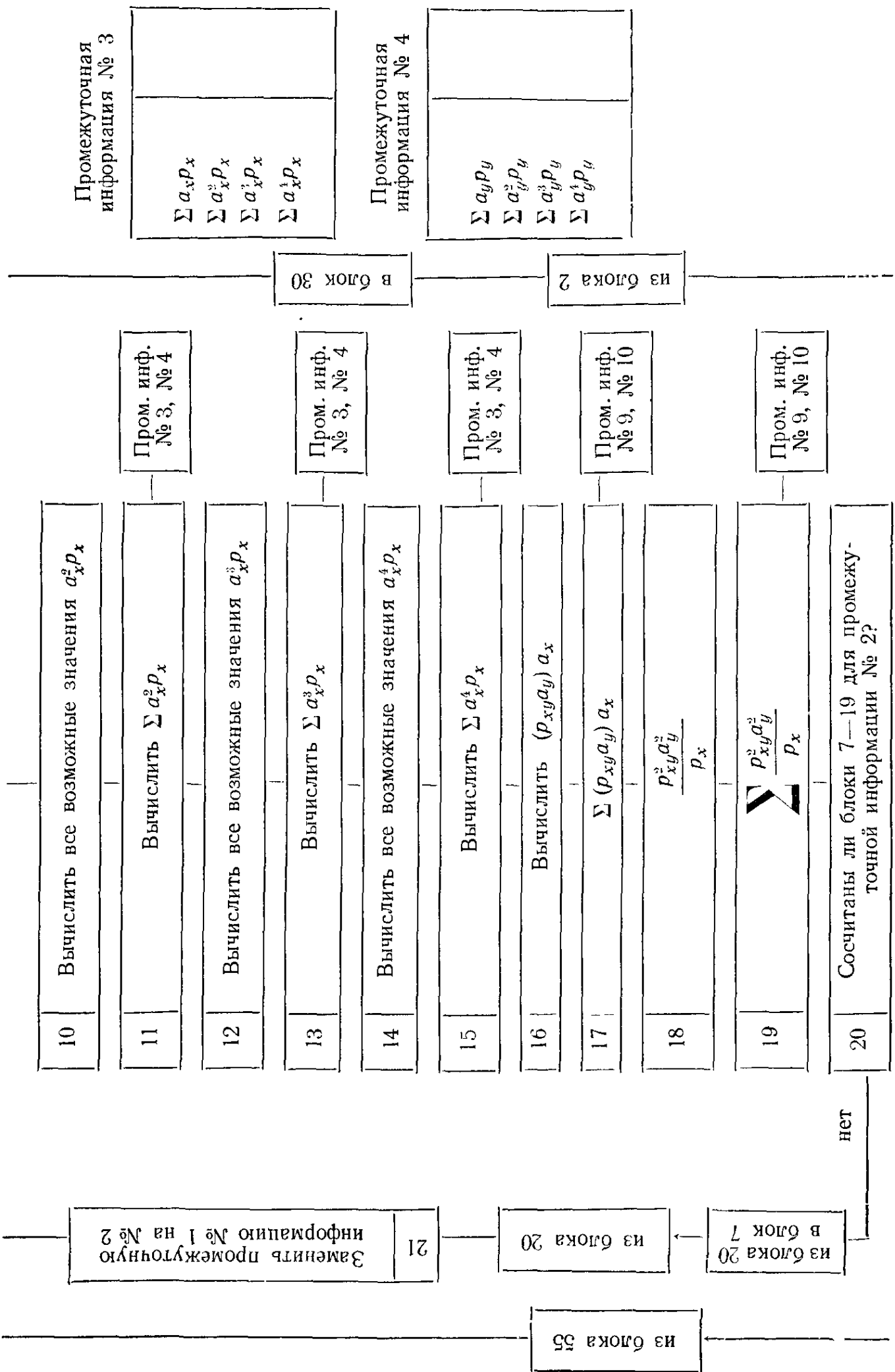
Промежуточная информация № 1

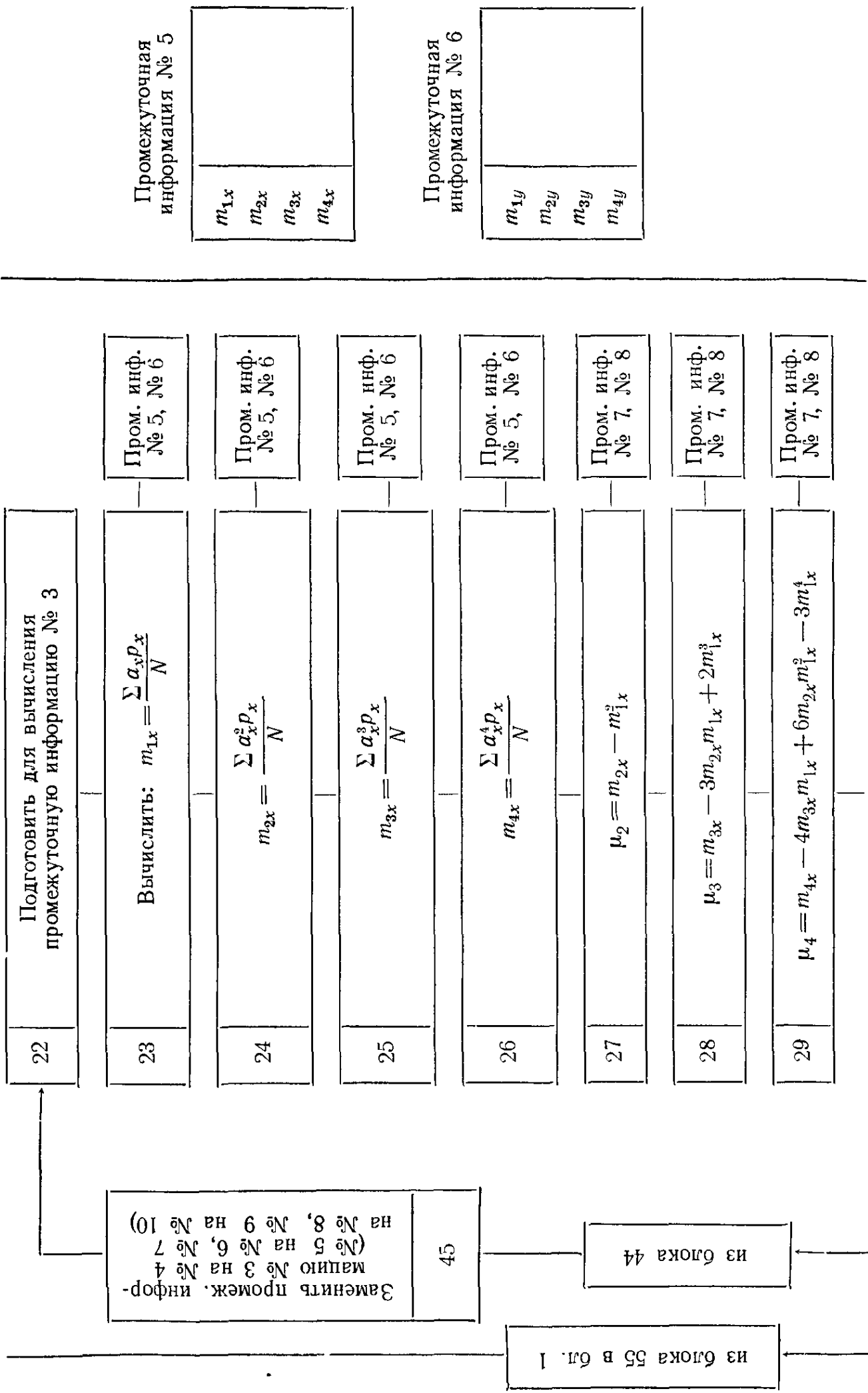
$a_x$	$p_x$	$p_{xy}a_y$
1	1	6
2	1	6
3	1	6
4	6	41
5	4	25
6	9	64
20	0	0
$n$	202	$\Sigma$

Промежуточная информация № 2

$a_y$	$p_y$	$p_{xy}a_x$
1	0	0
2	0	0
3	0	0
4	0	0
5	6	41
6	12	71
20	0	0
$n$	202	$\Sigma$

Пром. инф. № 3, № 4





Промежуточная информация № 5

$m_{1x}$
$m_{2x}$
$m_{3x}$
$m_{4x}$

Промежуточная информация № 6

$m_{1y}$
$m_{2y}$
$m_{3y}$
$m_{4y}$

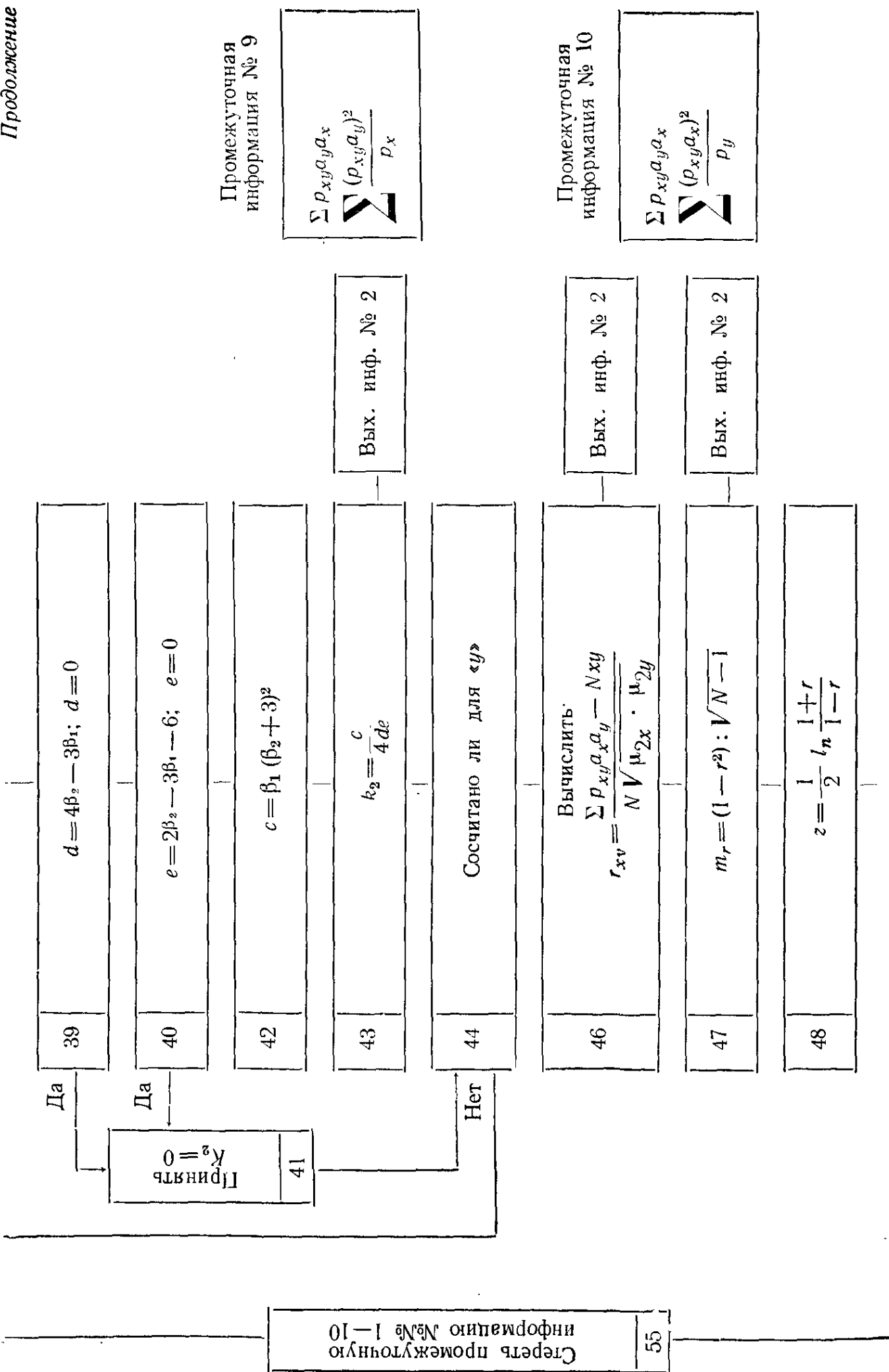
30	Подготовить для вычисления исходную информацию № 2	
31	Вычислить: $\bar{x} = A_0 + m_L x \lambda - c$	Вых. инф. № 2
32	$\sigma = \lambda \sqrt{\mu_2}$	Вых. инф. № 2
33	$m = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$	Вых. инф. № 2
34	$V = \frac{\sigma}{x} \cdot 100$	Вых. инф. № 2
35	$As = \frac{\mu_3}{(\sqrt{\mu_2})^3}$	Вых. инф. № 2
36	$E = \frac{\mu_4}{\mu_2} - 3$	Вых. инф. № 2
37	$\beta_1 = \frac{\mu_3^2}{\mu_2^3}$	Вых. инф. № 2
38	$\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2}$	Вых. инф. № 2

Промежуточная информация № 7

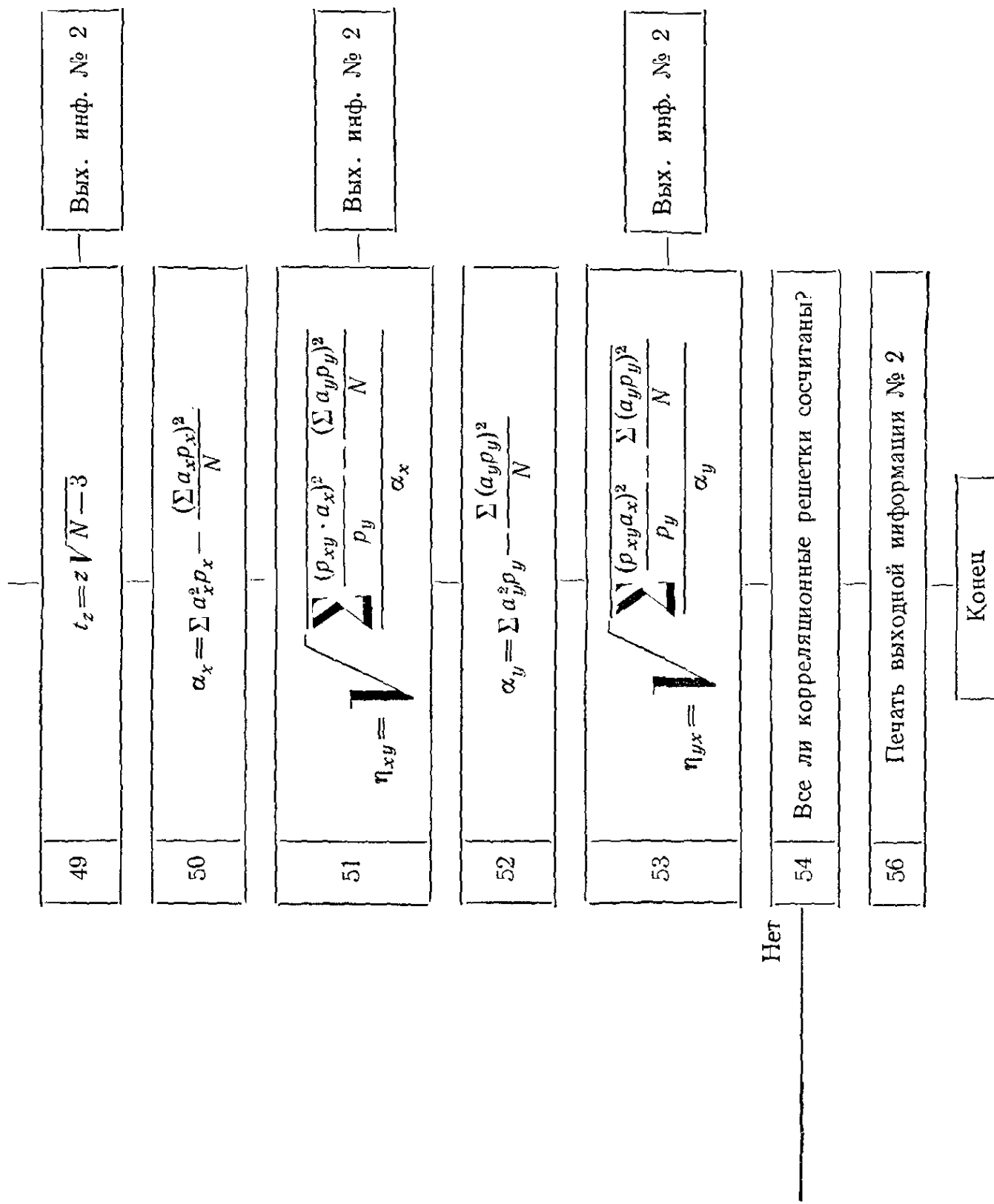
$\mu_{2x}$
$\mu_{3x}$
$\mu_{4x}$

Промежуточная информация № 8

$\mu_{2y}$
$\mu_{3y}$
$\mu_{4y}$







Нет

коэффициент асимметрии ( $As$ ) с тем, чтобы дать количественную характеристику степени асимметрии ряда распределения. Эти данные вполне достаточны для производства углубленного анализа уровня и изменений в физическом развитии.

На стр. 336 приведена принципиальная блок-схема типового алгоритма математико-статистической обработки данных о физическом развитии на электронной вычислительной машине, разработанная Л. Е. Поляковым, Д. М. Малинским и Н. Н. Тарандой. Использование вычислительной техники (подробнее см. глава XIII) позволяет намного ускорить получение необходимых для анализа материалов и высвободить врача от громоздких расчетов.

Статистическая разработка описательных признаков физического развития (жироотложение, развитие мускулатуры, развитие волосяного покрова и др.) осуществляется путем определения экстенсивных коэффициентов. При этом находят долю той или иной группы (с наличием данного признака) ко всему числу обследованных этой же группы. Макет одной из таких таблиц приводится ниже (табл. 155).

Т А Б Л И Ц А 155

*Распределение обследованных подростков по уровню развития мускулатуры*

Возраст (в годах)	В абсолютных числах				В % к числу обследованных			
	недостаточное развитие	среднее развитие	хорошее развитие	всего обследованных	недостаточное развитие	среднее развитие	хорошее развитие	всего
Мальчики								
14								100
15								100
16								100
17								100
Девочки								
14								100
15								100
16								100
17								100

Аналогичные таблицы могут быть построены для анализа степени развития волосяного покрова (у мальчиков или у девочек на лобке и в подмышечной впадине), наличия (отсутствия) менструации, наступления первой менструации у девушек и др.

**Групповая оценка физического развития** (оценка коллектива) проводится с использованием математико-статистических показателей путем характеристики уровня отдельных антропометрических признаков и их динамики. Большое значение в анализе материалов имеют сравнительные данные, оцениваемые при помощи соответствующих критериев параметрической и непараметрической статистики.

В качестве иллюстрации в табл. 156 приводятся данные о динамике физического развития одновозрастных групп школьников Москвы, обследованных в 1902 г. А. П. Бондыревым, в 1935 гг. Н. И. Соколовым и в 1939 г. Г. П. Сальниковой.

Динамика физического развития школьников Москвы \*  
(мальчики 9—14)

Возраст	Длина тела (см)				Окружность грудной клетки (см)			
	1902 г. $\bar{x}_1 \pm m_1$	1935 г. 1939 г. $\bar{x}_2 \pm m_2$	$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm$ $\pm m_{\text{разн}}$	$t$	1902 г. $\bar{x}_3 \pm m_3$	1935 г. 1939 г. $\bar{x}_4 \pm m_4$	$(\bar{x}_3 - \bar{x}_4) \pm$ $\pm m_{\text{разн}}$	$t$
9	122,2±0,61	128,2±0,54	6,0±0,81	7,4	58,8±0,31	63,0±0,27	4,2±0,41	10,2
10	126,4±0,75	133,1±0,44	6,7±0,84	8,0	61,4±0,31	64,9±0,27	3,5±0,41	8,5
11	129,0±0,85	137,1±0,52	8,1±0,98	8,2	61,9±0,37	66,9±0,29	5,0±0,47	10,6
12	134,6±0,67	139,6±0,60	5,0±0,90	5,5	62,4±0,45	67,8±0,30	5,4±0,51	10,0
13	138,3±0,67	145,0±0,60	6,7±0,90	7,4	64,6±0,27	69,9±0,30	5,0±0,40	13,2
14	142,3±0,60	153,8±0,70	11,5±0,92	12,5	66,6±0,35	73,6±0,50	7,0±0,61	11,4

\* По материалам Г. П. Сальниковой (в кн.: «Физическое развитие школьников», М., 1968, с. 24, 25).

Представленные материалы свидетельствуют о статистически значимой разнице в уровне сравниваемых средних показателей физического развития (рост и окружность грудной клетки) у одновозрастных групп школьников Москвы, обследованных в 1902 и 1935 (1939) гг.

В качестве примера приводим также данные о групповой статистической оценке годовых изменений в физическом развитии у одних и тех же одновозрастных групп мальчиков (юношей) и девочек (девушек), отнесенных при медицинском обследовании к различным группам по степени полового созревания (0, I, II) (табл. 157).

Т А Б Л И Ц А 157

Средние годовые приросты тотальных размеров тела у подростков  
разного уровня полового созревания ( $\bar{x} \pm m$ ) \*

Признаки физического развития	Степень полового развития			Разность средних, средняя ошибка разности, критерий $t$					
	0	I	II	0—I	$t$	0—II	$t$	I—II	$t$
Мальчики (юноши)									
Длина тела (в см)	5,50±0,17	8,10±0,25	8,00±0,30	2,60±0,30	8,6	2,50±0,34	7,3	0,10±0,39	0,2
Вес тела (в кг)	4,52±0,20	7,20±0,22	7,00±0,32	2,68±0,29	9,2	2,48±0,37	6,7	0,20±0,38	0,5
Окружность грудной клетки (в см)	2,80±0,18	4,70±0,19	5,70±0,30	1,90±0,26	7,2	2,90±0,35	8,3	1,00±0,35	2,8
Девочки (девушки)									
Длина тела (в см)	5,30±0,10	7,67±0,14	7,10±0,18	2,37±0,14	14,0	1,80±0,20	9,0	0,51±0,23	2,4
Вес тела (в кг)	3,10±0,12	5,70±0,16	6,62±0,19	2,60±0,22	13,0	3,52±0,22	16,0	0,92±0,24	3,8
Окружность грудной клетки (в см)	2,70±0,13	4,60±0,14	5,00±0,17	1,90±0,19	10,0	2,30±0,21	11,0	0,40±0,22	1,8

\* Сальникова Г. П. Физическое развитие школьников. М., 1968, с. 112.

Анализ материалов табл. 157 показывает, что мальчики, еще не вступившие в период полового созревания, имеют годовые приросты

длины тела, веса и окружности грудной клетки меньше, чем их сверстники, вступившие уже в этот период. Та же закономерность выявляется и у девушек в период их полового созревания: заметно увеличиваются годовые приросты тотальных размеров при вступлении в I и II стадии полового созревания. Существенная (статистически значимая) разница годовых приростов тотальных размеров тела у мальчиков, находящихся в I и II стадиях полового созревания, отсутствует.

Для комплексной сравнительной оценки уровня физического развития нескольких сравниваемых групп населения между собой может быть рекомендован метод рангов — метод частного и комплексного ранжирования (Л. Е. Поляков). Существо метода заключается в последовательном ранжировании величин уровня каждого признака физического развития с дальнейшим их осреднением в каждой из сравниваемых групп населения (метод частного ранжирования:  $p_a; p_b; \dots p_z; p_x$ ). Определение среднего ранга показателей уровня физического развития по всем признакам ( $\bar{p}_1; \bar{p}_2 \dots \bar{p}_n$ ), позволяет сопоставить между собою практически неограниченное число сравниваемых групп (метод комплексного ранжирования).

Одновременная оценка уровня физического развития по ряду основных признаков (соматометрических и функциональных) имеет много преимуществ перед изолированной оценкой по каждому отдельно взятому признаку физического развития. Этот метод особенно широко может быть использован в тех случаях, когда речь идет о сравнительной оценке уровня физического развития у нескольких однородных групп населения по важнейшим качественным признакам. В качестве примера могут быть названы группы спортсменов, военнослужащих, школьников и др.

Т А Б Л И Ц А 158

Оценка физического развития обследованных спортсменов по методу рангов

Группа	Индекс	Частное ранжирование						Комплексное ранжирование		
		рост $p_a$	вес $p_b$	окр. груди $p_c$	спирометрия $p_d$	Мышечная сила		сумма рангов $\sum p_a$	среднее значение $\bar{x} p_i$	место по уровню физического развития
						кнстей рук $p_e$	становая $p_f$			
Легкоатлеты	$p_1$	2	7	4	4	3	6	26	4,3	4
Баскетболисты	$p_2$	1	8	7	5	9	7	37	6,2	7
Лыжники	$p_3$	8	5	3	3	2	4	25	4,2	3
Велосипедисты	$p_4$	9	6	9	9	6	5	43	7,2	9
Гребцы	$p_5$	4	2	1	1	1	1	10	1,7	1
Пловцы	$p_6$	7	4	2	2	8	8	31	5,2	5
Футболисты	$p_7$	6	3	6	7	7	3	32	5,3	6
Фехтовальщики	$p_8$	3	9	8	8	4	9	41	6,8	8
Хоккеисты	$p_9$	5	1	5	6	5	2	24	4,0	2

В табл. 158 приводятся условные данные для иллюстрации методики получения показателей комплексной ранговой оценки уровня физического развития нескольких групп спортсменов ( $p_1 — p_9$ ); комплексное ранжирование позволяет определить место каждой данной группы среди сравниваемых групп по уровню их физического развития (при этом условно считается, что чем выше уровень показателя каждого из признаков, тем лучше в целом, при прочих равных условиях, физическое развитие). Существенным недостатком методики является уравнивание в качественном отношении значения различных признаков физического развития. Тем не менее подобная методика позволяет одновременно сравнивать сколь угодно большое число групп ( $p_1 … p_n$ ) по сколь угодно большому числу признаков ( $p_a … p_s$ ).

**Статистические методы индивидуальной оценки физического развития населения.** Сама по себе индивидуальная оценка уровня физического развития каждого отдельно взятого человека не является задачей статистики, однако в основе такой оценки лежат математико-статистические методы, знание и понимание которых является обязательным для врача.

Оценка физического развития индивидуума может быть осуществлена несколькими способами. Наиболее простым из них является метод непосредственного сопоставления данных измерений каждого данного признака с соответствующими средними значениями этого же признака, полученного в отношении качественно однородного с обследуемым коллектива лиц по формуле:

$$\frac{v - \bar{x}}{\sigma},$$

где  $v$  — данные индивидуального наблюдения,  $\bar{x}$  — средняя величина изучаемого признака физического развития,  $\sigma$  — среднее квадратическое отклонение. Итоговые данные, получаемые по каждому признаку физического развития, в сигмальном выражении могут быть наглядно представлены графически с помощью так называемого антропометрического профиля Мартина, уже упоминавшегося на стр. 68. Этот способ широко применяется при осуществлении динамического медицинского контроля за физическим развитием детей, спортсменов, военнослужащих и других групп населения.

Более научно обоснована не изолированная оценка каждого признака в отдельности, а комплексная их оценка, т. е. рассмотрение основных признаков физического развития каждого индивидуума во взаимосвязи. В конце XIX в. с этой целью для индивидуальной оценки физического развития были предложены так называемые индексы физического развития (Пинье, Борнгардта, Алексеевского и Афонского и др.).

Индексы физического развития отражают соотношения различных признаков между собой. Например, индекс Кетле показывает отношение веса тела к росту; индекс Эрисмана — отношение полуроста к окружности груди; Пинье — соотношение роста и веса и т. п.

Исследования показали теоретическую необоснованность и практическую непригодность индексов для оценки физического развития.

Применение такого рода индексов значительно искажает оценку действительного уровня физического развития.

Так, индекс Пинье не годится для лиц с крайними значениями роста и веса (очень большими и очень малыми). Непригодность индексов Кетле, Рорера и др. для оценки физического развития, особенно детей, у которых рост существенно изменяется с возрастом, показана А. И. Ярхо. С критикой индексов выступал В. В. Бунак и др.

Индивидуальную оценку физического развития населения следует проводить путем взаимосвязанного рассмотрения основных антропометрических признаков физического развития (соматометрические признаки — рост, вес, окружность груди) и отдельных функциональных (динамометрия, спирометрия). В основе такой оценки признаков физического развития лежат разрабатываемые статистически на материалах массовых антропометрических обследований специальные нормативные оценочные таблицы (таблицы стандартов), связывающие корреляционно главные (тотальные) признаки физического развития между собой. Нормативные оценочные таблицы должны периодически (через 5—10 лет) пересматриваться с целью своевременного учета происшедших изменений в уровне физического развития соответствующих групп населения.

В результате применения подобной методики индивидуальной оценки физического развития врач имеет возможность производить наряду с количественной также и качественную оценку уровня физического развития каждого обследованного им лица. Всех обследованных в этом случае можно подразделить по их физическому развитию, например, на лиц, имеющих физическое развитие выше среднего, среднее и ниже среднего.

Наиболее широкое распространение в практике советской антропометрии имеет метод оценки физического развития по шкалам регрессии. Метод шкал регрессии предусматривает разделение признаков физического развития на две категории: независимые (рост —  $x$ ) и зависимые (вес —  $y$ , окружность грудной клетки —  $z$ ). Длина тела издавна считается ведущим признаком физического развития и необходимым основанием для правильной его оценки. В соответствии с таким подходом амплитуда роста, установленная для конкретной группы по величине итоговой сигмы (среднего квадратического отклонения —  $\sigma$ ), подразделяется на пять градаций: низкий рост (включает все значения роста с интервалом в 1 см от  $\bar{x} - 2\sigma$  и ниже), рост ниже среднего (от  $\bar{x} - 2\sigma$  до  $\bar{x} - 1\sigma$ ), средний рост (в пределах  $\bar{x} \pm 1\sigma$ ), рост выше среднего (от  $\bar{x} + 1\sigma$  до  $\bar{x} + 2\sigma$ ) и высокий рост ( $\bar{x} + 2\sigma$  и выше). При этом величины роста для каждого сигмального интервала приводятся в целых числах с интервалом в 1 см.

Оценка уровня зависимого признака осуществляется в связи с соответствующим уровнем роста, что достигается использованием коэффициента регрессии. Поэтому в нормативные таблицы включаются не фактические, а теоретические значения этих признаков для каждой величины роста, вычисленные с учетом той взаимосвязи, которая существует между ростом и весом, ростом и окружностью грудной клетки, и измеряется с помощью коэффициента корреляции ( $r$ ).

Теоретические значения зависимых признаков определяются либо по уравнению прямой типа  $y = a + bx$  ( $z = \acute{a} + b'x$ ), либо по величине коэффициента регрессии

$$b_{y/x} = R_{y/x} = r_{xy} \frac{\sigma_y}{\sigma_x}, \quad b_{z/y} = R_{z/y} = r_{zy} \frac{\sigma_z}{\sigma_y},$$

показывающего, на сколько в среднем изменяется величина одного признака при изменении другого на единицу.

Зная средние значения веса или окружности грудной клетки, соответствующие среднему росту для данной группы, можно с помощью коэффициента регрессии построить шкалу регрессии, т. е. установить для каждой величины роста теоретические значения каждого из зависимых признаков.

При построении нормативной таблицы для средней арифметической роста, представленной округленно целым числом, необходимо рассчитать соответствующие «исправленные» величины веса и окружности грудной клетки, что выполняется по формулам:

$$\bar{y}' = \bar{y} + (\bar{x}' - \bar{x}) \cdot R_{y/x}$$

и  $\bar{z}' = \bar{z} + (\bar{x}' - \bar{x}) \cdot R_{z/x},$

где  $\bar{y}'$  и  $\bar{z}'$  — величины веса и окружности грудной клетки для округленного значения роста —  $x'$ , а  $\bar{x}$ ,  $\bar{y}$ ,  $\bar{z}$  — истинные средние этих же признаков физического развития в данной группе.

Последовательно прибавляя (вычитая) величину соответствующего коэффициента регрессии из вычисленных  $\bar{y}'$  и  $\bar{z}'$ , получим шкалы регрессии веса по росту и окружности грудной клетки по росту.

Поскольку определенному росту в действительности отвечает не одно, а несколько значений веса или окружности грудной клетки, необходимым элементом нормативных таблиц по методу шкал регрессии являются границы колеблемости теоретических величин зависимых признаков, устанавливаемые при помощи так называемых частных

(парциальных) сигм:  $\sigma_{R_y} = \sigma_y \sqrt{1 - r_{xy}^2}$ ;  $\sigma_{R_z} = \sigma_z \sqrt{1 - r_{xz}^2}$ .

Приводим в качестве иллюстрации сказанного оценочную таблицу физического развития мальчиков 12 лет, составленную Г. П. Сальниковой по материалам обследования 1960 г. (табл. 159).

Построение оценочных таблиц по методу шкал регрессии приурочивается к однородной (по важнейшим определяющим свойствам: пол, возраст, национальность, профессия, место постоянного жительства) группе населения. Такие таблицы должны периодически пересматриваться.

При оценке индивидуального физического развития по таблице вес и окружность грудной клетки признаются соответствующими данному росту, если фактические значения их у обследуемого не выйдут за пределы  $\pm 1\sigma_R$ .

Итоговая оценка индивидуального физического развития при использовании метода шкал регрессии является описательной. П. Н. Башкиров приводит 25 основных формулировок степени физи-

Оценочная таблица физического развития мальчиков 12 лет

Границы сигмальных отклонений	Рост (см) $x'$	Вес (кг)			Окружность грудной клетки (см)		
		$-1\sigma_{Ry}$	$\bar{y}'$	$+1\sigma_{Ry}$	$-1\sigma_{Rz}$	$\bar{z}'$	$+1\sigma_{Rz}$
1	2	3	4	5	6	7	8
Низкие ( $\bar{x} - 2\sigma$ и ниже)	124	21,5	25,0	28,5	60,8	63,8	66,8
	125	22,1	25,6	29,1	61,0	64,0	67,0
	126	22,7	26,2	29,7	61,3	64,3	67,3
	127	23,3	26,8	30,3	61,6	64,6	67,6
	128	23,8	27,3	30,8	61,9	64,9	67,9
	129	24,4	27,9	31,4	62,2	65,2	68,2
Ниже средних ( $\bar{x} - 1\sigma, \bar{x} - 2\sigma$ )	130	25,0	28,5	32,0	62,4	65,4	68,4
	131	25,5	29,0	32,5	62,7	65,7	68,7
	132	26,1	29,6	33,1	63,0	66,0	69,0
	133	26,7	30,2	33,7	63,3	66,3	69,3
	134	27,2	30,7	34,2	63,6	66,6	69,6
	135	27,8	31,3	34,8	63,8	66,8	69,8
Средние величины роста ( $\bar{x} \pm 1\sigma$ )	136	28,4	31,9	35,4	64,1	67,1	70,1
	137	29,0	32,5	36,0	64,4	67,4	70,4
	138	29,5	33,0	36,5	64,7	67,7	70,7
	139	30,0	33,6	37,0	65,0	68,0	71,0
	140	30,7	34,2	37,7	65,2	68,2	71,2
	141	31,2	34,7	38,2	65,5	68,5	71,5
	142	31,8	35,3	38,8	65,8	68,8	71,8
	143	32,4	35,9	39,4	66,0	69,0	72,0
	144	32,9	36,4	39,9	66,4	69,4	72,4
	145	33,5	37,0	40,5	66,6	69,6	72,6
Выше средних ( $\bar{x} + 1\sigma, \bar{x} + 2\sigma$ )	146	34,1	37,6	41,1	66,9	69,9	72,9
	147	34,7	38,2	41,7	67,2	70,2	73,2
	148	35,2	38,7	42,2	67,5	70,5	73,5
	149	35,8	39,3	42,8	67,8	70,8	73,8
	150	36,4	39,9	43,4	68,0	71,0	74,0
	151	36,9	40,4	43,9	68,3	71,3	74,3
Высокие ( $\bar{x} + 2\sigma$ и выше)	152	37,5	41,0	44,5	68,6	71,6	74,6
	153	38,1	41,6	45,1	68,9	71,9	74,9
	154	38,6	42,1	45,6	69,2	72,2	75,2
	155	39,2	42,7	46,2	69,4	72,4	75,4
	156	39,8	43,3	46,8	69,7	72,7	75,7
	157	40,3	43,8	47,3	70,0	73,0	76,0
158	40,9	44,4	47,9	70,3	73,3	76,3	
159	41,5	45,0	48,5	70,6	73,6	76,6	
160	42,1	45,6	49,1	70,8	73,8	76,8	
$\bar{x}$ роста = 141,8 $\sigma = 6,02$		$\bar{y}$ веса = 35,2 $\sigma_{Ry} = 3,53$ $R_{y/x} = 0,57$			$\bar{z}$ окр. гр. = 68,7 $\sigma_{Rz} = 2,97$ $R_{z/x} = 0,28$		



ческого развития в зависимости от различного сочетания трех признаков: роста, веса и окружности грудной клетки, указывая при этом, что и они не исчерпывают все возможные варианты.

В практике школьной антропометрии чаще всего используются для построения стандартов и оценки физического развития только его тотальные размеры (рост, вес, окружность груди), что и было представлено в табл. 159. Для старших возрастных групп (допризывники, взрослое население, спортсмены, военнослужащие) целесообразно учитывать также и ряд функциональных признаков физического развития (жизненная емкость легких, экскурсия груди, динамометрия).

Как уже указано выше, оценочные таблицы — стандарты для индивидуальной оценки физического развития могут быть и должны строиться для различных групп населения. За последние десятилетия опубликованы такие материалы, например, для спортсменов, военнослужащих и др.

М. А. Шерняков опубликовал оценочные таблицы физического развития офицеров Вооруженных Сил СССР в возрастных группах: до 25 лет; 25—29 лет, 30—34 года, 35—39 лет, 40—44 года, 45 лет и старше<sup>1</sup>.

В табл. 160 приводятся соответствующие цифровые материалы, которые могут служить основой для сопоставлений и индивидуальной оценки уровня важнейших признаков физического развития у мужчин в возрасте до 45—50 лет.

Опубликованы оценочные таблицы физического развития детей первого года жизни в зависимости от веса тела при рождении<sup>2</sup>.

Исследованиями последних лет установлено (П. Н. Башкиров, и др.), что по мере изменения одного из тотальных размеров тела (рост, вес, окружность груди) другие два изменяются не на постоянную величину, а на переменную, которая уменьшается по мере удаления от средних значений коррелируемых признаков. Принятый же метод построения оценочных таблиц (метод шкал регрессии) не учитывает эту тенденцию. Недооценку взаимозависимости веса тела и окружности груди устраняет предложенный П. Н. Башкировым метод «распределения численности сочетаний признаков»,<sup>3</sup> который позволяет учесть распределение индивидуумов каждой данной оцениваемой группы населения одновременно по трем размерам физического развития человека.

Л. Е. Поляков, Н. Н. Таранда, Д. М. Малинский разработали и апробировали на ЭЦВМ «Минск-22» специализированную программу получения оценочных нормативных таблиц физического развития по методу распределения численности сочетаний признаков. Индиви-

---

<sup>1</sup> Шерняков М. А. Опыт разработки таблиц для индивидуальной оценки физического развития офицеров. — Воен.-мед. журн., 1962, № 3, с. 66—68.

Шерняков М. А. Современные методы индивидуальной оценки физического развития офицеров. — Воен.-мед. журн., 1966, № 6, с. 30—35.

Шерняков М. А. О методике индивидуальной оценки физического развития офицеров в возрасте старше 30 лет. Воен.-мед. журн., 1968, № 6, с. 45—50.

<sup>2</sup> Физическое развитие детей первого года жизни г. Москвы. М., 1971.

<sup>3</sup> Башкиров П. Н. Учение о физическом развитии человека. М.; 1962.

Оценочные таблицы физического развития мужчин  
(по материалам ВС СССР)

Показатели оценки роста (в $\sigma$ ) для всех возрастных групп	До 25 лет			25—29			30—34			35—39			40—44			45 и старше			
	Рост (см)	Вес в кг (по росту)	Окр. груди (по весу)	Жизн. ем-кость легких (по росту)	Вес	Окр. груди	Ж. Е. Л.	Вес	Окр. груди	Ж. Е. Л.	Вес	Окр. груди	Ж. Е. Л.	Вес	Окр. груди	Ж. Е. Л.	Вес	Окр. груди	Ж. Е. Л.
Низкие ( $\bar{x} - 2\sigma$ ) и ниже	157	57,6	87,0	4000	57,4	88,6	3925	58,7	88,3	3900	60,2	91,1	3650	61,9	90,8	3400	64,0	92,8	3250
	158	58,4	87,4	4100	58,1	88,9	3975	59,4	88,6	3940	61,0	91,4	3700	62,7	91,3	3450	64,8	93,2	3300
Ниже средних ( $\bar{x} - 1\sigma$ до $\bar{x} - 2\sigma$ )	159	59,0	97,3	4150	58,8	89,2	4025	60,2	89,0	3980	61,8	91,7	3750	63,6	91,8	3500	65,6	93,7	3350
	160	59,6	88,1	4200	59,5	89,5	4075	61,0	89,4	4020	62,6	92,0	3800	64,5	92,3	3550	66,5	94,2	3400
	161	60,3	88,4	4250	60,2	89,8	4125	61,7	89,7	4060	63,4	92,3	3850	65,4	92,8	3600	67,4	94,7	3450
	162	61,0	88,7	4300	60,9	90,1	4175	62,4	90,1	4100	64,2	92,6	3900	66,2	93,3	3650	68,3	95,1	3500
	163	61,6	89,0	4350	61,6	90,4	4225	63,2	90,5	4140	65,0	92,9	3950	67,0	93,8	3700	69,2	95,6	3550
	164	62,3	89,4	4400	62,3	90,7	4275	63,9	90,8	4180	65,8	93,2	4000	67,8	94,2	3750	70,1	96,0	3600
	165	63,0	89,7	4450	63,0	91,0	4325	64,7	91,2	4220	66,6	93,5	4050	68,7	94,7	3800	71,0	96,4	3650
	166	63,6	90,0	4500	63,7	91,3	4375	65,4	91,6	4260	67,4	93,8	4100	69,6	95,1	3850	71,8	96,9	3700
Средние величины ( $\bar{x} \pm 1\sigma$ )	167	64,3	90,3	4550	64,4	91,6	4425	66,1	91,9	4300	68,2	94,1	4150	70,5	95,6	3900	72,6	97,3	3750
	168	64,9	90,7	4600	65,1	91,9	4475	66,9	92,3	4340	69,0	94,5	4200	71,4	96,0	3950	73,5	97,8	3800
	169	65,6	91,0	4650	65,8	92,2	4525	67,6	92,6	4380	69,8	94,8	4250	72,2	96,4	4000	74,4	98,2	3850
	170	66,2	91,3	4700	66,5	92,5	4575	68,4	93,0	4420	70,6	95,1	4300	73,1	96,9	4050	75,3	98,7	3900
	171	66,9	91,6	4750	67,2	92,8	4625	69,1	93,3	4460	71,4	95,4	4350	73,9	97,3	4100	76,1	99,1	3950
	172	67,5	91,9	4800	67,9	93,1	4675	69,8	93,6	4500	72,2	95,7	4400	74,7	97,7	4150	76,9	99,5	4000
	173	68,1	92,2	4850	68,6	93,4	4725	70,5	93,9	4540	73,0	96,0	4450	75,6	98,2	4200	77,8	100,0	4050
	174	68,8	92,5	4900	69,3	93,7	4775	71,3	94,3	4580	73,8	96,3	4500	76,4	98,6	4250	78,6	100,4	4100
	175	69,4	92,8	4950	70,0	94,0	4825	72,0	94,6	4620	74,6	96,7	4550	77,3	99,1	4300	79,5	100,9	4150
	176	70,1	93,1	5000	70,7	94,3	4875	72,7	94,9	4660	75,4	97,0	4600	78,1	99,6	4350	80,4	101,4	4200
Выше средних ( $\bar{x} \pm 1\sigma$ до $\bar{x} + 2\sigma$ )	177	70,7	94,5	5050	71,4	94,6	4925	73,5	95,3	4700	76,2	97,3	4650	79,0	100,0	4400	81,2	101,8	4250
	178	71,4	94,8	5100	72,1	94,9	4975	74,2	95,6	4740	77,0	97,6	4700	79,8	100,4	4450	82,1	102,3	4300
	179	72,0	95,1	5150	72,8	95,2	5025	75,0	96,0	4780	77,8	97,9	4750	80,6	100,9	4500	83,0	102,8	4350
	180	72,7	95,4	5200	73,5	95,5	5075	75,7	96,3	4820	78,6	98,2	4800	81,5	101,3	4550	83,8	103,2	4400
	181	73,3	95,7	5250	74,2	95,8	5125	76,5	96,6	4860	79,4	98,5	4850	82,3	101,8	4600	84,6	103,7	4450
	182	74,0	96,0	5300	74,9	96,1	5175	77,2	97,0	4900	80,2	98,8	4900	83,2	102,2	4650	85,5	104,1	4500
Высокие ( $\bar{x} + 2\sigma$ ) и выше	183	74,6	96,4	5350	75,6	96,4	5225	77,9	97,4	4940	81,0	99,1	4950	84,0	102,7	4700	86,3	104,6	4550
	184	76,3	96,7	5400	76,3	96,7	5275	78,7	97,9	4980	81,8	99,4	5000	84,8	103,1	4750	87,2	105,0	4600
$\bar{x}$ $\sigma R$	67,5	91,9	3,5	4806	66,6	92,5	4575	69,2	93,4	4463	71,5	95,4	4351	73,9	97,3	4137	76,1	99,1	3965
	4,9	3,5	3,5	605	5,3	3,5	493	5,5	3,6	585	8,5	3,9	558	8,6	3,5	606	8,6	3,6	572

Нормативная таблица № 1 для оценки физического развития русских, украинцев, белорусов 19—20 лет.  
В таблице — 50% всех возможных сочетаний роста, окружности груди и веса

	162	163	164	165	166	167	168	169	170	171	172	173	174	175	176	177	178
85			58,5 —59,8	57,6 —61,7	57,6 —62,8	57,8 —63,6	58,3 —64,1	58,9 —64,5	59,8 —64,7	61,1 —64,4							
86		57,8 —60,7	57,1 —62,5	56,9 —63,7	57,0 —64,6	57,3 —65,4	57,7 —66,0	58,3 —66,5	59,0 —66,8	59,9 —67,0	61,0 —66,9	62,6 —66,4					
87	58,9 —59,9	57,3 —62,6	56,9 —64,0	56,8 —65,1	56,9 —66,1	57,2 —66,8	57,6 —67,5	58,2 —68,0	58,8 —68,4	59,6 —68,7	60,5 —68,8	61,6 —68,7	63,0 —68,3	65,8 —66,6			
88	58,3 —61,9	57,4 —63,8	57,0 —65,2	57,0 —66,3	57,1 —67,2	57,4 —68,0	57,8 —68,7	58,3 —69,2	58,9 —69,7	59,6 —70,0	60,4 —70,2	61,3 —70,3	62,5 —70,2	64,0 —69,8	66,5 —68,3		
89	58,6 —62,9	57,7 —64,8	57,4 —66,1	57,4 —67,2	57,5 —68,2	57,8 —69,0	58,1 —69,7	58,6 —70,3	59,1 —70,8	59,8 —71,2	60,5 —71,4	61,4 —71,6	62,4 —71,6	63,7 —71,4	65,3 —70,9		
90	59,3 —63,6	58,4 —65,5	58,0 —66,9	58,0 —68,0	58,0 —69,0	58,3 —69,8	58,6 —70,5	59,0 —71,2	59,5 —71,8	60,1 —72,1	60,8 —72,5	61,7 —72,7	62,6 —72,8	63,7 —72,7	65,1 —72,4	66,9 —71,6	
91	60,4 —63,8	59,2 —66,0	58,8 —67,5	58,7 —68,9	58,7 —69,6	58,9 —70,5	59,9 —71,3	59,6 —71,9	60,1 —72,5	60,6 —73,0	61,3 —73,3	62,1 —73,6	63,0 —73,8	64,0 —73,8	65,3 —73,6	66,8 —73,1	69,4 —71,6
92		60,3 —66,2	59,8 —67,8	59,5 —69,1	59,5 —70,2	59,7 —71,1	59,0 —71,9	60,3 —72,6	60,7 —73,2	61,3 —73,7	61,9 —74,1	62,7 —74,4	63,5 —74,6	64,5 —74,6	65,6 —74,5	67,1 —74,2	69,0 —73,2
93		61,9 —66,0	61,0 —68,0	60,6 —69,4	60,5 —70,5	60,6 —71,5	60,8 —72,3	61,1 —73,1	61,5 —73,7	62,1 —74,2	62,7 —74,7	63,4 —75,0	64,2 —75,2	65,1 —75,4	66,2 —75,3	67,6 —75,0	69,4 —74,3
94		62,5 —67,7		61,9 —69,4	61,7 —70,7	61,7 —71,8	61,8 —72,7	62,1 —73,4	62,5 —74,1	63,0 —74,7	63,5 —75,1	64,2 —75,5	65,0 —75,8	65,9 —75,9	67,0 —75,9	68,3 —75,6	70,0 —74,9
95			63,1 —69,1	63,6 —69,1	63,1 —70,6	63,0 —71,8	63,0 —72,8	63,2 —73,6	63,6 —74,4	64,0 —75,0	64,5 —75,5	65,2 —75,9	66,0 —76,1	66,9 —76,3	67,9 —76,3	69,2 —76,0	71,0 —75,3
96					65,0 —70,0	64,6 —71,5	64,5 —72,7	64,6 —73,6	64,8 —74,4	65,2 —75,1	65,7 —75,6	66,4 —76,0	67,1 —76,3	68,0 —76,5	69,1 —76,5	70,4 —76,2	72,6 —75,0
97						67,0 —70,5	66,4 —72,1	66,3 —73,3	66,4 —74,2	66,7 —74,9	67,2 —75,5	67,8 —76,0	68,5 —76,3	69,4 —76,4	70,6 —76,3	72,2 —75,7	
98								68,9 —72,0	68,6 —73,3	68,7 —74,3	69,1 —75,0	69,6 —75,5	70,4 —75,8	71,4 —75,8	73,0 —75,2		

Средние арифметические: роста — 170, 08; веса — 66, 65; окружности груди — 91, 51

дуальная оценка уровня физического развития с использованием этих новых нормативных таблиц проще для применения на практике, а сам метод их построения научно более обоснован и может быть рекомендован для использования в органах и учреждениях советского здравоохранения.

В качестве иллюстрации в табл. 161 и 162 приводятся соответствующие нормативные таблицы трех признаков для индивидуальной оценки физического развития мужчин в возрасте 19—20 лет.

По предлагаемой методике оценка уровня физического развития производится по одной из приведенных таблиц: так, первая из них (табл. 161) включает 50% всех возможных сочетаний оцениваемых признаков и позволяет определить так называемое «среднее физическое развитие»; вторая таблица (табл. 162) включает 95% всех сочетаний и позволяет поэтому оценивать физическое развитие лиц двух категорий: а) «выше среднего и очень высокое» и б) «ниже среднего и очень низкое» (т. е. недостаточное физическое развитие). Ко второй таблице прибегают в тех случаях, когда в таблице первой не оказывается соответствующих сочетаний трех признаков.

Методика построения оценочных нормативных таблиц трех измерений довольно сложна и громоздка, поэтому ее реализация практически возможна только с использованием электронной вычислительной машины. Соответствующая блок-схема для решения этой задачи на ЭВМ типа «Минск-22», разработанная Л. Е. Поляковым, Н. Н. Таранда и Д. М. Малинским, приводится на стр. 354.

Реализация этой схемы на ЭВМ позволила получить оценочные нормативные таблицы (табл. 161, 162), которые могут уточняться при получении новых фактических материалов о физическом развитии соответствующих возрастно-половых групп населения.

**Статистическое изучение медико-физиологических данных.** Важное значение приобретают в настоящее время ряд новых направлений в исследованиях человеческого организма, что связано с необходимостью объективной количественной характеристики здоровья здоровых людей.

При проведении медико-физиологических исследований, наряду с изучением физического развития населения в его классическом виде (данные антропометрии), в настоящее время широко используются различные объективные методики, позволяющие получать количественную характеристику деятельности отдельных органов и систем. Особенно большое значение такие исследования имеют в спортивной медицине, в военной и космической медицине, а также в гигиене труда, профессиональной и школьной гигиене.

В условиях покоя и, что особенно важно, при различных степенях физической нагрузки, в необычных, а подчас и экстремальных условиях внешней среды проводятся измерения пульса, кровяного давления, температуры тела, снимаются ЭКГ и ЭЭГ, определяются показатели белой и красной крови и многое другое.

В ряде случаев статистически обработанные данные используются далее для получения обоснованных нормативных материалов (функциональные, биохимические нормы; пределы возможных колебаний

Нормативная таблица № 2  
 для оценки физического развития русских, украинцев, белорусов 19—20 лет  
 В таблице — 95% всех возможных сочетаний роста, окружности груди и веса (фрагмент)

	155	156	157	158	159	160	161	162	163	164	165	166	167	168	169	170
78										53,8 —55,1	53,8 —56,1	54,4 —56,6		53,1 —61,3	54,0 —61,4	
79						51,8 —54,2	50,8 —56,2	50,5 —57,5	50,6 —58,5	50,8 —59,4	51,2 —60,0	51,7 —60,6	52,3 —61,0			
80				52,1 —53,1	50,2 —56,1	49,6 —57,7	49,4 —58,9	49,4 —60,0	49,6 —60,9	49,9 —61,6	50,2 —62,3	50,7 —62,9	51,3 —63,4	52,0 —63,8	52,7 —64,0	53,6 —64,2
81			51,2 —54,3	49,7 —56,8	49,2 —58,5	48,9 —59,8	48,8 —60,9	48,9 —61,8	49,1 —62,7	49,4 —63,5	49,8 —64,1	50,2 —64,7	50,8 —65,2	51,4 —65,7	52,1 —66,0	52,8 —66,3
82		51,8 —54,0	49,8 —57,0	49,1 —58,8	48,8 —60,2	48,6 —61,4	48,6 —62,5	48,7 —63,4	48,9 —64,2	49,2 —65,0	49,5 —65,7	50,0 —66,3	50,5 —66,8	51,1 —67,3	51,7 —67,7	52,4 —68,0
83		50,5 —56,7	49,4 —58,8	48,9 —60,3	48,6 —61,7	48,5 —62,8	48,5 —63,8	48,7 —64,8	48,9 —65,6	49,2 —66,4	49,5 —67,1	49,9 —67,7	50,4 —68,3	51,0 —68,8	51,6 —69,2	52,3 —69,6
84	52,0 —55,4	50,2 —58,3	49,4 —60,2	48,9 —61,6	48,7 —62,9	48,6 —64,1	48,7 —65,1	48,8 —66,0	49,0 —66,8	49,3 —67,6	49,6 —68,3	50,0 —69,0	50,5 —69,5	51,0 —70,1	51,6 —70,5	52,3 —70,9
85	51,6 —57,2	50,2 —59,6	49,6 —61,3	49,2 —62,8	48,9 —64,0	48,9 —65,2	48,9 —66,2	49,0 —67,1	49,2 —68,0	49,5 —68,7	49,8 —69,5	50,2 —70,1	50,6 —70,7	51,2 —71,3	51,7 —71,7	52,3 —72,2
86	51,7 —58,4	50,5 —60,6	49,9 —62,3	49,5 —63,8	49,3 —65,0	49,2 —66,2	49,2 —67,2	49,3 —68,1	49,5 —69,0	49,8 —69,8	50,1 —70,5	50,5 —71,2	50,9 —71,8	51,4 —72,3	52,0 —72,8	52,5 —73,3
87	52,1 —59,3	51,0 —61,5	50,3 —63,2	50,0 —64,7	49,7 —65,9	49,7 —67,0	49,7 —68,1	49,8 —69,0	50,0 —69,9	50,2 —70,7	50,5 —71,4	50,9 —72,1	51,3 —72,8	51,8 —73,3	52,3 —73,9	52,9 —74,3
88	52,8 —60,0	51,6 —62,3	50,9 —64,0	50,5 —65,4	50,3 —66,7	50,2 —67,8	50,2 —68,9	50,3 —69,9	50,5 —70,7	50,7 —71,6	51,0 —72,3	51,3 —73,0	51,7 —73,7	52,2 —74,3	52,7 —74,8	53,2 —75,3
89	53,6 —60,5	52,4 —62,8	51,7 —64,6	51,2 —66,1	51,0 —67,4	50,8 —68,6	50,8 —69,6	50,9 —70,6	51,0 —71,5	51,2 —72,3	51,5 —73,1	51,8 —73,8	52,2 —74,5	52,7 —75,1	53,2 —75,7	53,7 —76,2

### Исходная информация

$\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, r_{12}, r_{13}, r_{23}$

$x_{1(1)}$  — начальное значение роста

$x_{1(n)}$  — конечное значение роста

$x_{2(1)}$  — начальное значение окружности груди

$x_{2(n)}$  — конечное значение окружности груди

$k_1$  — шаг для роста

$k_2$  — шаг для окружности груди

$\chi^2$  — хи-квадрат

(1 — рост, 2 — окружность груди, 3 — вес;

$\chi^2(50\%) = 2,3663, \chi^2(95\%) = 8,0108$

1	Вычислить: $R_{11} = 1 - r_{23}^2; R_{22} = 1 - r_{13}^2;$ $R_{33} = 1 - r_{12}^2;$ $R_{12} = -(r_{12} - r_{13} \cdot r_{23}); R_{13} = r_{12} \cdot r_{23} - r_{13};$ $R_{23} = -(r_{23} - r_{13} \cdot r_{12}); R = R_{11} + r_{12}R_{12} + r_{13}R_{13}$
---	--

2	Записать значение $x_{2(1)}$
---	------------------------------

3	Вычислить нормированное отклонение для начального значения окружности груди $t_{2(1)} = \frac{x_{2(1)} - \bar{x}_2}{\sigma_2}$
---	---

4	Записать значение $x_{1(1)}$
---	------------------------------

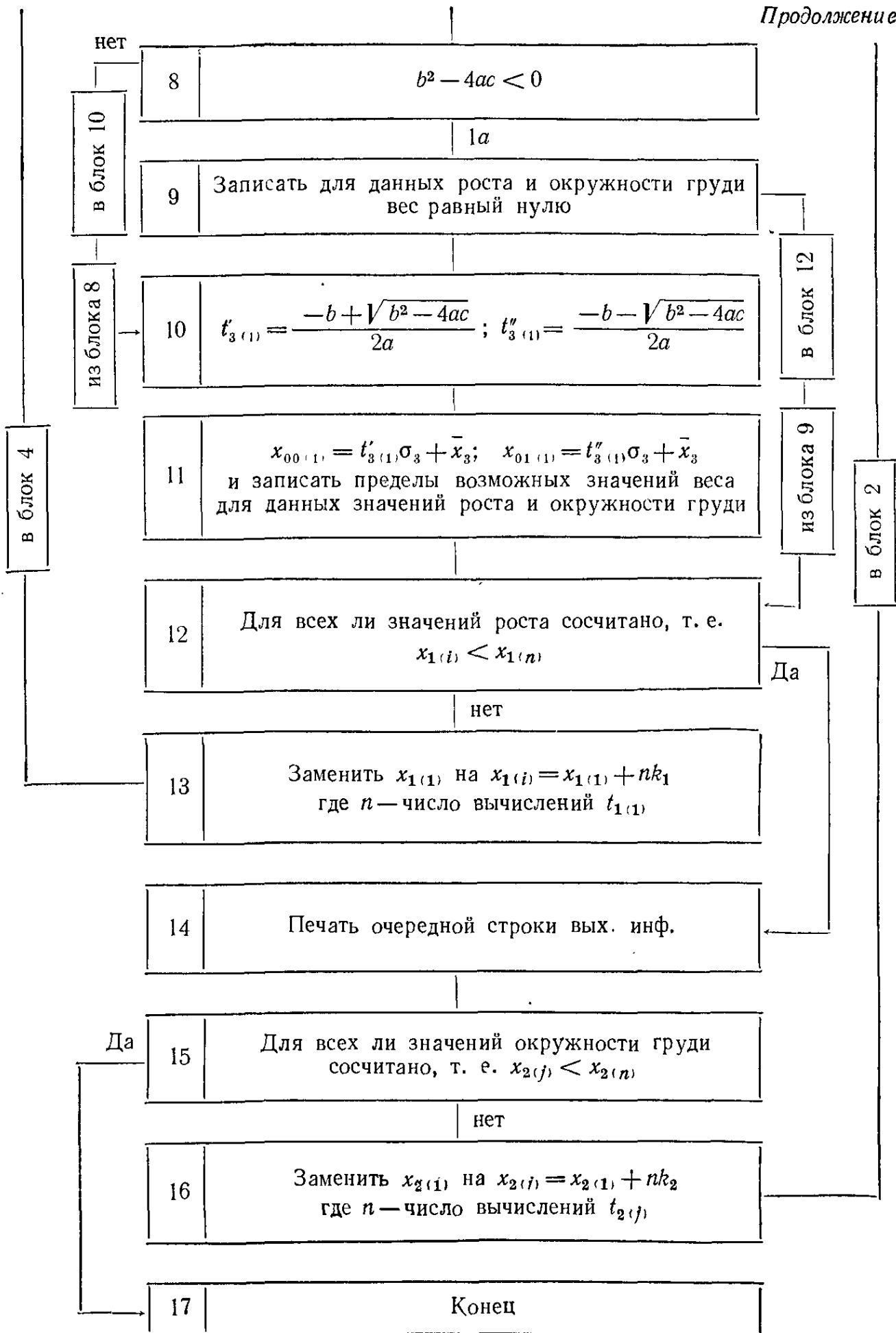
5	Вычислить нормированное отклонение для роста $t_{1(1)} = \frac{x_{1(1)} - \bar{x}_1}{\sigma_1}$
---	--

6	Вычислить: $b = R_{13}t_{1(1)} + 2R_{23}t_{2(1)}$
---	---

7	$c = R_{11}t_{1(1)}^2 + 2R_{12}t_{1(1)}t_{2(1)} + R_{22}t_{2(1)}^2 - R\chi^2$
---	---

из блока 13

Из блока 16



Принципиальная блок-схема построения нормативной таблицы распределения численности сочетаний признаков

изучаемых показателей в различных условиях среды, при нагрузках и т. д.). В качестве иллюстрации в табл. 163 приводятся статистически обработанные данные о сдвигах гематологических показателей у здоровых молодых мужчин СССР за последние годы (1962—1967 гг.). Существенность изменений важнейших показателей подтверждается статистически с большой степенью вероятности.

ТАБЛИЦА 163

Динамика гематологических показателей у здоровых молодых мужчин (19—25 лет)\*

Гематологические показатели	1962 г. (n = 1802)					1967 г. (n = 1105)			t	P
	$\bar{x}_1$	$\pm \sigma_1$	$\pm m_{x_1}$	Пределы колебания		$\bar{x}_2$	$\pm \sigma_2$	$\pm m_{x_2}$		
				min	max					
Гемоглобин (в ед.)	88,04	6,1	0,14	80	100	89,2	5,2	0,15	5,49	0,001
Эритроциты в 1 мм <sup>3</sup> (млн.)	4,742	0,31	0,0073	4,3	5,3	4,653	0,35	0,0105	6,5	0,001
Лейкоциты в 1 мм <sup>3</sup>	5950	1350	31,8	4	8	6067	1487	44,8	2,13	0,05
Тромбоциты в 1 мм <sup>3</sup> (тыс.)	231,8	34,8	0,84	170	310	241,33	42,53	1,28	1,97	0,05
Нейтрофилы в %	54,5	8,25	0,19	45	68	56,9	6,9	0,2	8,7	0,001
Нейтрофилы в 1 мм <sup>3</sup>	3285	930	21,9	2000	5000	3470	1086	32,72	4,7	0,001
Эозинофилы в %	2,3	1,8	0,042	0,5	4	1,60	1,12	0,034	13,0	0,001
Эозинофилы в 1 мм <sup>3</sup>	152	114	2,68	25	300	98	71	2,12	15,8	0,001
Лимфоциты в %	33,84	6,9	0,16	24	45	34,6	6,43	0,19	3,06	0,002
Лимфоциты в 1 мм <sup>3</sup>	2008	548	12,9	1300	2800	2071	527	15,8	3,1	0,002
Моноциты в %	7,23	2,7	0,06	3	9	6,8	2,22	0,067	4,8	0,001
Моноциты в 1 мм <sup>3</sup>	415	185	4,3	150	650	410	166	4,99	0,76	0,1
РОЭ в мм в час	5,7	3,1	0,07	2	12	6,2	3,95	0,12	3,6	0,001

\* Военно-медицинский журнал, 1969, № 5, с. 24.

**Влияние возраста на показатели физического развития.** Анализ многочисленных литературных данных свидетельствует, что особенно интенсивно изменяются размеры тела в первые 15—16 лет жизни как у мужчин, так и у женщин. При этом наибольшая разница в средних величинах, характеризующая самый интенсивный процесс морфологического развития организма, охватывает периоды между 13—17 годами. В тот же период отмечается бурное нарастание функциональных признаков физического развития (жизненная емкость легких, экскурсия груди и др.). В этом отношении нельзя отметить каких-либо особенностей и у населения различных стран Европы, Азии и Америки. Снижение темпа прироста основных признаков физического развития отмечается к 18—20 годам (рис. 37). К 20-летнему возрасту большинство функций и морфологических признаков достигает значительного, а к 20—35 годам — полного развития, что обусловлено завершением морфологической дифференцировки главнейших висцеральных органов и совершенствованием регулирующих их деятельность механизмов организма человека.



Анализ показывает, что средние показатели основных размеров тела у одновозрастных групп мужского и женского населения Европейских государств, например, находятся в пределах  $\pm 1\sigma$  (относительно показателей в ГДР, например).

Большое влияние на возрастные особенности динамики физического развития оказывают систематические занятия физической культурой

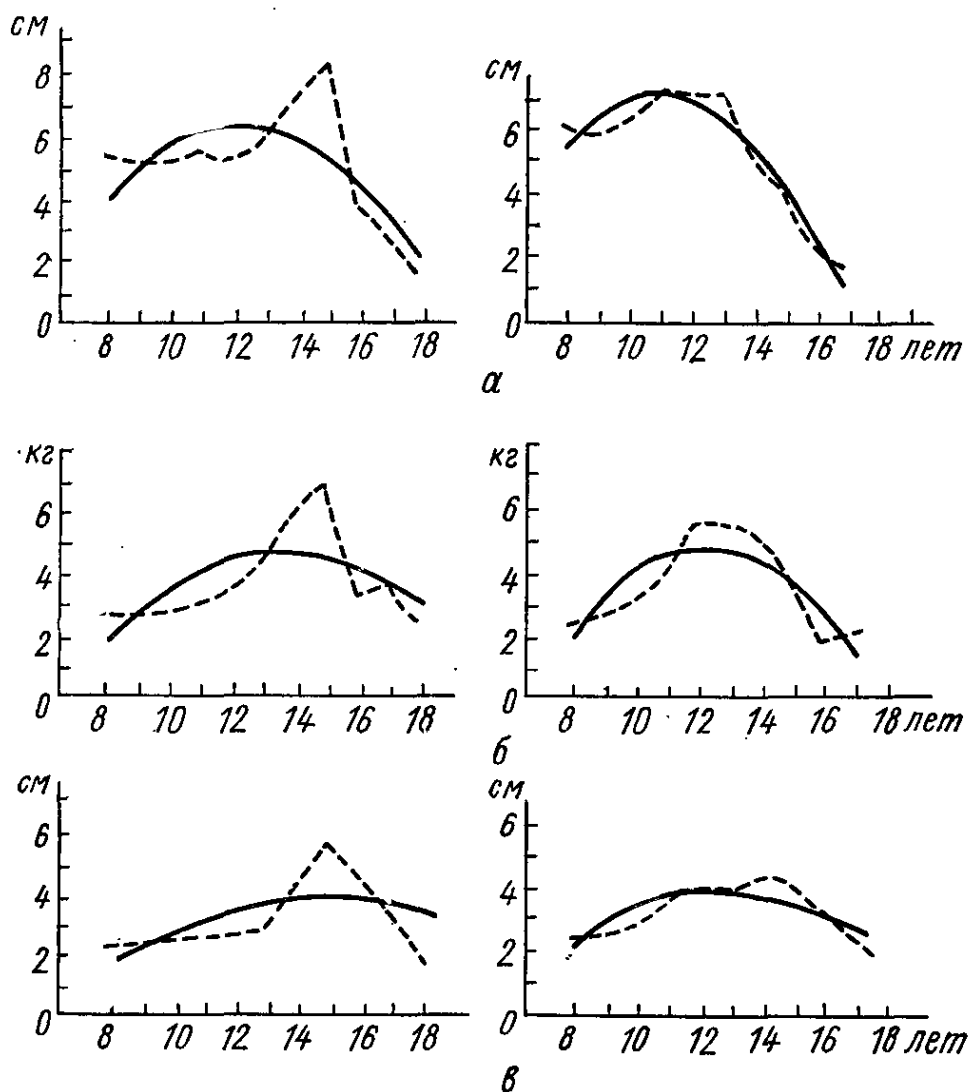


Рис. 37. Прирост основных признаков физического развития у мальчиков и девочек в возрасте 8—18 лет.

Слева — мальчики, справа — девочки. По оси абсцисс — возраст. а — прирост длины тела; б — прирост веса тела; в — прирост окружности груди. Непрерывная линия — теоретическое значение, пунктирная линия — эмпирическое значение.

и спортом. Установлено, например, что у спортсменов менее интенсивно нарастает с возрастом вес тела, но, напротив, значительно выше показатели жизненной емкости легких и мышечной силы (табл. 164).

Для возрастной динамики спортсменов характерна относительная стабилизация роста тела и медленное нарастание всех других показателей в возрасте от 20 до 35 лет; в зрелом возрасте наблюдаются некоторые колебания показателей, связанные с динамикой тренированности (вес тела, жизненная емкость легких, мышечная сила).

У спортсменов старшего и пожилого возрастов показатели физического развития при систематических занятиях спортом отличаются

относительно устойчивым характером. Росто-весовые отношения даже у лиц, достигших пожилого возраста, нередко отличаются от данных, свойственных молодым спортсменам.

ТАБЛИЦА 164

*Физическое развитие спортсменов — мужчин разного возраста ( $\bar{x} \pm m$ )\**

Возраст (в годах)	Рост (см)	Вес (кг)	Жизненная емкость легких (см <sup>3</sup> )	Становая сила (кг)	Сила мышц правой кисти (кг)
15	160 ± 0,71	50,5 ± 0,74	3200 ± 55	111 ± 1,7	36,5 ± 0,8
16	165 ± 0,68	56,7 ± 0,84	4100 ± 80	135 ± 2,5	41,7 ± 0,9
17	168 ± 0,66	60,8 ± 0,61	4350 ± 72	144 ± 2,6	46,0 ± 0,8
18	170 ± 0,64	64,2 ± 0,70	4610 ± 70	154 ± 2,5	48,6 ± 0,8
19	171 ± 0,62	66,1 ± 0,69	4750 ± 65	158 ± 2,7	50,0 ± 0,7
20	172 ± 0,60	67,0 ± 0,60	4800 ± 67	165 ± 2,3	52,0 ± 0,7
21—25	172 ± 0,35	68,0 ± 0,33	4700 ± 27	168 ± 1,5	55,0 ± 0,4
26—35	172 ± 0,30	70,0 ± 0,36	4700 ± 27	169 ± 1,0	56,0 ± 0,3
36—42	171 ± 0,39	69,3 ± 0,35	4500 ± 21	153 ± 1,9	51,3 ± 0,5
43—50	170 ± 0,60	70,4 ± 0,88	4300 ± 65	142 ± 3,3	50,7 ± 1,2
Старше 50 лет	170 ± 0,87	74,3 ± 1,19	4060 ± 127	131 ± 2,2	50,0 ± 1,7

\* По данным Р. Е. Мотылянской, И. И. Стоговой, Ф. А. Иорданской.

Для сравнения приводим средние по возрасту данные основных признаков физического развития у офицеров одного из военных округов (по данным М. А. Шернякова) (табл. 165).

ТАБЛИЦА 165

*Физическое развитие мужчин в возрасте 20—49 лет ( $\bar{x} \pm m$ )*

Возраст	Рост тела (см)	Вес (кг)	Окружность груди (см)	Экскурсия груди (см)	Жизненная емкость легких (см <sup>3</sup> )
До 25 лет	171,8 ± 0,28	67,5 ± 0,24	91,9 ± 0,18	—	4800 ± 30
25—29 »	170,6 ± 0,29	66,6 ± 0,33	92,5 ± 0,23	8,0 ± 0,13	4575 ± 32
30—34 года	171,3 ± 0,37	69,1 ± 0,40	93,4 ± 0,27	7,9 ± 0,16	4463 ± 36
35—39 лет	171,0 ± 0,44	71,5 ± 0,47	95,4 ± 0,36	7,6 ± 0,18	4351 ± 41
40—44 года	170,6 ± 0,70	73,9 ± 0,64	97,3 ± 0,41	7,2 ± 0,21	4137 ± 46
45—49 лет	170,8 ± 0,72	76,1 ± 0,88	99,1 ± 0,44	6,6 ± 0,24	3965 ± 54

Сравнение приведенных данных подтверждает высказанную ранее мысль о значительном положительном влиянии физической культуры и спорта на по возрасту динамику важнейших показателей физического развития населения.

Обращают на себя внимание более высокие показатели веса тела и более низкие показатели жизненной емкости легких у одновозрастных групп офицеров по сравнению со спортсменами. Активная физическая подготовка и тренировка обуславливают сохранение высоких показателей жизненной емкости легких, экскурсии груди и мышечной силы у более пожилых по возрасту спортсменов.

Изменения взаимоотношения отдельных признаков с возрастом достаточно наглядны, если рассмотреть их, например, у спортсменов различного возраста при одном и том же росте. Так, например, при росте 166 см изменения основных признаков физического развития с увеличением возраста представляются в следующем виде:

ВОЗРАСТ (годы)	ВЕС (кг)	ОКРУЖНОСТЬ ГРУДИ (см)	ЖИЗНЕННАЯ ЕМКОСТЬ ЛЕГКИХ (см <sup>3</sup> )	СТАНОВАЯ СИЛА (кг)
14—15	56,6	83,5	3700	121
16	57,6		4200	
17	59,0		4200	
18	61,0	88,0	4300	149
19	62,0		4400	
20	62,8	90,0	4400	159
21—25	63		4600	
36—42	65,8	98,0	4250	145,5

Существенное влияние на уровень и изменения физического развития оказывают состояние здоровья и заболеваемость обследуемых групп населения.

Некоторые особенности в уровне физического развития лиц, не имеющих отклонений в состоянии здоровья, и лиц, имеющих выраженные отклонения (болезни органов кровообращения, пищеварения, нервной системы и дыхания), выявляются при сравнении показателей основных соматометрических и функциональных признаков у обследованных мужчин в возрасте 35—39 и 40—44 года (табл. 166).

Функциональные признаки физического развития у лиц с отклонениями в состоянии здоровья ниже таких же показателей у здоровых (бóльший вес тела выявляется у лиц с заболеваниями органов кровообращения; меньшие показатели окружности груди, экскурсии грудной клетки и жизненной емкости легких у лиц с заболеваниями органов дыхания и т. д.).

Показатели физического развития используются в процессе осуществления медицинского контроля за состоянием здоровья и тренированностью отдельных групп населения, в частности спортсменов, допризывников, школьников и др. При этом особое внимание должно

Средние величины основных показателей физического развития обследованных лиц ( $\bar{x} \pm m_{\bar{x}}$ )\*

Группа обследованных	Возрастные группы (в годах)	Признаки физического развития						
		рост (в см)	вес (в кг)	окр. груди (в см)	экскурсия грудной клетки (в см)	жизненная емкость легких (в мл)	сила мышц правой кисти (в кг)	
Лица, не имеющие отклонений в состоянии здоровья	35—39	170,8 ± 0,11	67,1 ± 0,15	93,0 ± 0,17	8,6 ± 0,09	4566 ± 14,6	52,7 ± 0,18	
	40—44	171,6 ± 0,19	69,0 ± 0,28	94,1 ± 0,21	8,4 ± 0,11	4480 ± 18,1	52,1 ± 0,14	
Лица, имеющие отклонения в состоянии здоровья	35—39	171,4 ± 0,41	67,8 ± 0,37	92,8 ± 0,21	7,4 ± 0,16	4359 ± 21,6	51,4 ± 0,26	
	40—44	170,9 ± 0,36	69,9 ± 0,29	93,9 ± 0,26	0,8 ± 0,22	4226 ± 25,0	50,6 ± 0,28	
В том числе с болезнями: органов кровообращения	35—39	171,3 ± 0,64	70,6 ± 0,58	94,8 ± 0,32	7,5 ± 0,16	4366 ± 36,8	51,1 ± 0,46	
	40—44	170,8 ± 0,81	73,9 ± 0,61	95,6 ± 0,39	7,3 ± 0,18	4348 ± 39,4	49,6 ± 0,59	
» пищеварения	30—39	170,4 ± 0,73	66,0 ± 0,41	91,9 ± 0,36	6,9 ± 0,21	4407 ± 38,1	50,8 ± 0,61	
	40—44	170,6 ± 0,76	67,1 ± 0,46	93,0 ± 0,41	7,0 ± 0,24	4235 ± 41,0	49,9 ± 0,68	
нервной системы	35—39	171,9 ± 0,70	69,4 ± 0,51	92,6 ± 0,34	6,8 ± 0,31	4365 ± 43,6	51,1 ± 0,71	
	40—44	171,8 ± 0,69	70,3 ± 0,54	93,8 ± 0,42	7,1 ± 0,33	4212 ± 56,1	50,9 ± 0,76	
органов дыхания	35—39	171,4 ± 0,93	67,9 ± 0,89	90,5 ± 0,89	6,5 ± 0,89	4120 ± 81,8	51,6 ± 0,94	
	40—44	170,5 ± 0,86	69,4 ± 0,94	91,4 ± 0,48	6,3 ± 0,48	3988 ± 89,1	50,7 ± 1,06	

\* Белицкая Е. Я. Проблемы социальной гигиены, Л., 1970, с. 279

обращаться на изменения уровня показателей физического развития. Так, наши исследования показали, например, что в процессе выполнения больших физических нагрузок особенно существенно изменяются уровень веса тела, величины жизненной емкости легких, мышечной силы, а также основных показателей деятельности сердечно-сосудистой системы (пульс, кровяное давление и др.). Величина этих изменений и продолжительность восстановительного периода зависят от многих факторов, каждый из которых подлежит специальному учету (величина нагрузки, исходный уровень изучаемого показателя, возраст обследованных, степень их физической тренированности, климатическая зона и др.).

ПРИЛОЖЕНИЕ I

ТАБЛИЦА I

Минимальная разность, достижение которой означает, что превышение одного показателя над другим неслучайно

При величине из обоих показателей в %	При числе наблюдений, лежащих в основе каждого показателя																При величине из обоих показателей в %	
	20	30	40	50	60	70	80	90	100	200	300	400	500	600	700	800		900
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	15	20	25	30	35	40		45
1	19	14	11,0	9,0	7,9	6,9	6,2	5,7	5,3	3,2	2,4	2,0	1,7	1,5	1,4	1,3	1,0	1
2	20	15	12,0	10,0	8,9	7,9	7,2	6,7	6,3	3,9	3,0	2,5	2,2	1,9	1,8	1,7	1,6	2
3	21	16	13,0	11,0	9,8	8,8	8,0	7,4	6,9	4,5	3,4	2,9	2,6	2,3	2,1	2,0	1,8	3
4	22	17	14,0	12,0	11,0	9,5	8,7	8,0	7,5	4,9	3,8	3,2	2,9	2,6	2,4	2,2	2,1	4
5	23	18	14,0	13,0	11,0	10,0	9,3	8,6	8,1	5,3	4,2	3,5	3,1	2,8	2,6	2,4	2,3	5
6	24	18	15,0	13,0	12,0	11,0	9,8	9,1	8,5	5,6	4,5	3,8	3,4	3,1	2,8	2,6	2,5	6
7	24	19	16,0	14,0	12,9	11,0	10,0	9,6	9,0	6,0	4,7	4,0	3,6	3,3	3,0	2,8	2,7	7
8	25	19	16,0	14,0	13,0	12,0	11,0	10,0	9,4	6,3	5,0	4,3	3,8	3,4	3,2	2,9	2,8	8
9	25	20	17,0	15,0	13,0	12,0	11,0	10,0	9,7	6,5	5,2	4,5	4,0	3,6	3,3	3,1	2,9	9
10	26	20	17,0	15,0	14,0	12,0	11,0	11,0	10,0	6,8	5,4	4,6	4,1	3,7	3,4	3,2	3,0	10
15	28	22	19,0	17,0	15,0	14,0	13,0	12,0	11,0	7,8	6,3	5,4	4,8	4,3	4,0	3,7	3,5	15
20	29	24	20,0	18,0	16,0	15,0	14,0	13,0	12,0	8,6	6,9	5,9	5,3	4,8	4,4	4,1	3,9	20
25	30	25	21,0	19,0	17,0	16,0	15,0	14,0	13,0	9,1	7,4	6,3	5,7	5,2	4,8	4,4	4,2	25
30	31	25	22,0	19,0	18,0	16,0	15,0	14,0	14,0	5,5	7,7	6,6	5,9	5,6	5,0	4,7	4,2	30
35	31	25	22,0	20,0	18,0	17,0	16,0	15,0	14,0	9,8	7,9	6,9	6,1	5,6	5,2	4,7	4,2	35
40	32	25	22,0	20,0	18,0	17,0	16,0	15,0	14,0	9,9	8,1	7,0	6,4	5,7	5,3	4,9	4,6	40
45	30	25	22,0	20,0	18,0	17,0	16,0	15,0	14,0	10,0	8,1	7,1	6,3	5,7	5,3	5,0	4,7	45
50	30	25	22,0	19,0	18,0	17,0	16,0	15,0	14,0	9,9	8,1	7,0	6,3	5,7	5,3	5,0	4,7	50

При величине меньшего из обоих показателей в %	При числе наблюдений, лежащих в основе каждого показателя																При величине меньшего из обоих показателей в %					
	20	30	40	50	60	70	80	90	100	200	300	400	500	600	700	800		900				
55	29	24	21,0	19,0	17,0	16,0	15,0	14,0	13,0	12,0	10,0	14,0	10,0	9,7	8,0	6,9	6,2	5,6	5,2	4,9	4,6	55
60	27	23	20,0	18,0	17,0	16,0	15,0	14,0	13,0	12,0	11,0	14,0	13,0	9,5	7,8	6,8	6,2	5,5	5,1	4,8	4,5	60
65	26	22	19,0	17,0	16,0	15,0	14,0	13,0	12,0	11,0	10,0	13,0	12,0	9,2	7,6	6,5	5,9	5,4	5,0	4,7	4,4	65
70	24	20	18,0	16,0	15,0	14,0	13,0	12,0	11,0	10,0	9,0	13,0	12,0	8,7	7,1	6,2	5,6	5,2	4,7	4,5	4,2	70
75	22	19	17,0	15,0	14,0	13,0	12,0	11,0	10,0	9,0	8,0	12,0	11,0	8,1	6,7	5,8	5,3	4,9	4,4	4,2	4,0	75
80	18	16	15,0	13,0	12,0	11,0	10,0	9,5	9,0	8,5	7,9	10,0	10,0	7,3	6,1	5,3	4,8	4,4	4,1	3,8	3,6	80
85	—	14	13,0	12,0	11,0	10,0	9,5	9,0	8,5	7,9	7,9	9,0	9,0	6,4	5,3	4,7	4,2	3,8	3,6	3,4	3,2	85
90	—	—	10,0	9,0	8,5	8,0	7,6	7,2	6,9	6,5	6,5	7,2	6,9	5,2	4,4	3,8	3,5	3,2	3,0	2,8	2,6	90
91	—	—	9,0	8,4	7,9	7,5	7,1	6,8	6,5	6,5	6,5	6,8	6,5	4,9	4,1	3,6	3,3	3,0	2,8	2,6	2,5	91
92	—	—	8,0	7,8	7,4	7,0	6,7	6,3	6,1	6,1	6,1	6,3	6,1	4,6	3,9	3,4	3,1	2,9	2,7	2,5	2,3	92
93	—	—	—	7,0	6,8	6,4	6,1	5,8	5,6	5,6	5,6	5,8	5,6	4,2	3,6	3,2	2,9	2,7	2,5	2,4	2,2	93
94	—	—	—	—	—	5,8	5,5	5,2	5,1	5,1	5,1	5,2	5,1	3,8	3,3	3,0	2,6	2,5	2,3	2,2	2,1	94
95	—	—	—	—	—	—	4,9	4,7	4,5	4,5	4,5	4,7	4,5	3,5	3,0	2,6	2,4	2,2	2,1	1,9	1,8	95
96	—	—	—	—	—	—	—	4,0	3,9	3,9	3,9	4,0	3,9	3,0	2,6	2,3	2,1	2,0	1,9	1,7	1,6	96
97	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2,7	2,2	2,0	1,8	1,7	1,6	1,5	1,5	97
98	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2,0	1,8	1,5	1,4	1,3	1,2	1,2	1,1	98
99	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1,0	0,9	0,8	0,8	0,7	0,6	99

При величине меньшего из обонх показателей в %	При числе наблюдений, лежащих в основе каждого показателя													При величине меньшего из обонх показателей в %		
	При числе наблюдений, лежащих в основе каждого показателя															
	1000	2000	3000	4000	5000	6000	7000	8000	9000	10000	20000	30000	40000		50000	1000000
1	0,9	0,7	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1	0,1	1
2	1,5	1,0	0,8	0,7	0,6	0,5	0,5	0,4	0,4	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1	2
3	1,7	1,2	0,9	0,8	0,7	0,6	0,6	0,5	0,5	0,4	0,4	0,3	0,2	0,2	0,2	3
4	1,9	1,3	1,1	0,9	0,8	0,7	0,7	0,6	0,6	0,4	0,4	0,3	0,2	0,2	0,2	4
5	2,1	1,5	1,2	1,0	0,9	0,8	0,7	0,6	0,6	0,4	0,4	0,3	0,3	0,3	0,3	5
6	2,3	1,6	1,3	1,1	1,0	0,9	0,8	0,7	0,7	0,5	0,4	0,3	0,3	0,3	0,2	6
7	2,4	1,7	1,4	1,2	1,1	1,0	0,9	0,7	0,7	0,5	0,4	0,3	0,3	0,3	0,2	7
8	2,5	1,8	1,5	1,3	1,1	1,0	0,9	0,8	0,8	0,6	0,5	0,4	0,3	0,3	0,2	8
9	2,7	1,9	1,5	1,3	1,2	1,1	0,9	0,8	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4	0,3	9
10	2,8	2,0	1,6	1,4	1,2	1,1	1,0	0,9	0,9	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4	0,3	10
15	3,3	2,3	1,9	1,6	1,5	1,3	1,2	1,0	1,0	0,7	0,6	0,5	0,5	0,5	0,3	15
20	3,7	2,6	2,1	1,8	1,6	1,4	1,3	1,1	1,1	0,8	0,7	0,6	0,6	0,5	0,4	20
25	4,0	2,8	2,3	2,0	1,8	1,5	1,4	1,2	1,3	0,9	0,8	0,7	0,7	0,6	0,4	25
30	4,1	2,9	2,4	2,1	1,9	1,7	1,6	1,4	1,4	0,9	0,8	0,7	0,7	0,6	0,4	30
35	4,3	3,0	2,5	2,2	1,9	1,8	1,6	1,5	1,4	1,0	0,8	0,7	0,7	0,6	0,4	35



При величине меньшего из обоих показателей в %	При числе наблюдений, лежащих в основе каждого показателя													При величине меньшего из обоих показателей в %		
	1000	2000	3000	4000	5000	6000	7000	8000	9000	10000	20000	30000	40000		50000	1000000
40	4,4	3,1	2,5	2,2	2,0	1,8	1,7	1,6	1,5	1,4	1,0	0,8	0,7	0,6	0,4	40
45	4,5	3,2	2,5	2,2	2,0	1,8	1,7	1,6	1,5	1,4	1,0	0,8	0,7	0,6	0,4	45
50	4,5	3,2	2,6	2,2	2,0	1,8	1,7	1,6	1,5	1,4	1,0	0,8	0,7	0,6	0,4	50
55	4,4	3,1	2,5	2,2	2,0	1,8	1,7	1,6	1,5	1,4	1,0	0,8	0,7	0,6	0,4	55
60	4,4	3,0	2,5	2,2	2,0	1,8	1,7	1,6	1,5	1,4	1,0	0,8	0,7	0,6	0,4	60
65	4,2	2,9	2,4	2,1	1,9	1,7	1,6	1,5	1,4	1,3	0,9	0,8	0,7	0,6	0,4	65
70	3,9	2,8	2,3	2,0	1,8	1,7	1,5	1,4	1,4	1,3	0,9	0,8	0,7	0,6	0,4	70
75	3,8	2,7	2,2	1,9	1,7	1,6	1,4	1,3	1,3	1,2	0,9	0,8	0,7	0,5	0,4	75
80	3,4	2,5	2,0	1,8	1,6	1,5	1,3	1,2	1,2	1,1	0,8	0,7	0,6	0,5	0,3	80
85	3,0	2,2	1,8	1,6	1,4	1,3	1,2	1,1	1,0	0,9	0,7	0,6	0,5	0,5	0,3	85
90	2,5	1,8	1,5	1,3	1,2	1,1	1,0	1,0	0,9	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4	0,3	90
91	2,4	1,7	1,4	1,2	1,1	1,1	1,0	0,9	0,8	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4	0,2	91
92	2,0	1,6	1,3	1,2	1,1	1,0	0,9	0,9	0,8	0,8	0,5	0,5	0,4	0,3	0,2	92
93	2,1	1,5	1,3	1,1	1,0	1,0	0,8	0,8	0,7	0,7	0,5	0,4	0,3	0,3	0,2	93
94	1,9	1,4	1,2	1,0	0,9	0,9	0,8	0,8	0,7	0,7	0,5	0,4	0,3	0,3	0,2	94
95	1,8	1,3	1,1	0,9	0,8	0,8	0,7	0,7	0,6	0,6	0,4	0,4	0,3	0,3	0,2	95
96	1,6	1,2	0,9	0,8	0,7	0,7	0,6	0,6	0,6	0,6	0,4	0,4	0,3	0,2	0,2	96
97	1,3	1,0	0,8	0,7	0,6	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	97
98	1,0	0,8	0,7	0,6	0,5	0,5	0,4	0,4	0,4	0,4	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1	98
99	0,5	0,5	0,5	0,4	0,4	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	99

Число наблюдений, необходимое для того, чтобы ошибка в 19 случаях из 20 не превысила заданного предела

При величине показателя в %	Предел ошибки в %						При величине показателя в %
	1	2	3	4	5	10	
1	400	100	45	26	17	5	99
2	800	200	90	50	32	9	98
3	1200	300	130	74	48	13	97
4	1300	400	120	100	62	16	96
5	1900	500	210	120	77	20	95
6	2300	600	250	140	90	24	94
7	2600	650	290	160	110	27	93
8	3000	740	330	190	120	30	92
9	3300	800	370	210	130	34	91
10	3600	900	400	230	150	37	90
15	5100	1300	570	320	210	52	85
20	6400	1600	710	400	260	65	80
25	7500	1900	830	470	300	76	75
30	8400	2100	930	530	340	85	70
35	9100	2300	1010	570	370	92	65
40	9600	2400	1070	600	390	97	60
45	9900	2500	1100	620	400	100	55
50	10000	2500	1110	630	400	100	50

Пояснения к пользованию таблицами 1 и 2

Таблица 1 служит для ответа на вопрос, какая минимальная величина разности между двумя статистическими показателями может считаться существенной при данной величине меньшего из этих показателей и при данных числах наблюдений. Эта минимальная разность и показана в таблице в зависимости от величины меньшего из двух показателей и числа наблюдений. При этом принимается, что число наблюдений, указанное в таблице, одинаково для обоих.

Таблица 2 служит для ответа на вопрос, какое минимальное число наблюдений необходимо для исследования, чтобы ожидаемый статистический показатель колебался в заданных пределах (подсказываемых сутью исследуемого вопроса). Пусть, например, требуется указать, сколько нужно наблюдений, чтобы ожидаемый статистический показатель в 20% (представляющих процентное отношение некоторого числа наблюдений с особым результатом ко всей совокупности наблюдения) отклонялся от точного не более чем на 3% (тоже к числу наблюдений). На пересечении строки 20 с вертикальной графой 3 находим число 710. Это и есть минимальное число наблюдений, удовлетворяющее указанным выше заданным условиям.

Для показателей и пределов отклонения, не приведенных в таблице, следует поступать аналогично предыдущему. Сколько, например, надо наблюдений, чтобы показатель в 22% можно было считать отклоняющимся от действительного не более, чем на  $\pm 6\%$  (с уверенностью в 95 шансов против 5). Так как  $\pm 6\%$  в таблице нет, то берем графу  $\pm 5\%$  (для такого предела необходимо больше наблюдений, чем для 6). В строке 25 (вместо 22) находим, что для обеспечения этих условий требуется минимум 300 наблюдений.

ПРИЛОЖЕНИЕ II

Таблица значений критерия  $t$  (Стьюдента)

Вероятность ошибки ( $P$ )	Число степе- ней свободы $n'$		
	0,05 = 5%	0,01 = 1%	0,001 = 0,1%
1	2	3	4
1	12,70	63,66	637,59
2	4,30	9,92	31,60
3	3,18	5,84	12,94
4	2,78	4,60	8,61
5	2,57	4,03	6,86
6	2,42	3,71	5,96
7	2,36	3,50	5,31
8	2,31	3,36	5,04
9	2,26	3,25	4,78
10	2,23	3,17	4,59
11	2,20	3,17	4,44
12	2,18	3,06	4,32
13	2,16	3,01	4,22
14	2,14	2,98	4,14
15	2,13	2,95	4,07
16	2,12	2,92	4,02
17	2,11	2,90	3,96
18	2,10	2,88	3,92
19	2,09	2,86	3,88
20	2,09	2,84	3,85
21	2,08	2,83	3,82
22	2,07	2,82	3,79
23	2,07	2,81	3,77
24	2,06	2,80	3,75
25	2,06	2,79	3,73
26	2,06	2,78	3,71
27	2,05	2,77	3,69
28	2,05	2,76	3,67
29	2,04	2,76	3,66
30	2,04	2,75	3,64
$\infty$	1,96	2,58	3,29

Критические значения  $r$  — числа итераций (уровень вероятности  $P = 0,05$ )\*. По Weber

$n_x \backslash n_y$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
5			3/8	3/9													
6		3/7	3/8	4/9	4/10												
7		3/7	3/9	4/10	4/11	4/12											
8		3/7	4/9	4/10	4/11	5/12	5/13										
9		3/7	4/9	4/11	5/12	5/13	6/13	6/14									
10		3/7	4/9	4/11	5/12	6/13	6/13	6/14	7/15								
11		3/7	4/9	5/11	5/12	6/13	7/15	7/15	7/16	8/16							
12	3/5	3/7	4/9	5/11	5/12	6/13	7/15	7/16	8/17	8/17	8/18						
13	3/5	3/7	4/9	5/11	6/13	6/14	7/15	8/16	8/17	8/18	9/18	9/19					
14	3/5	3/7	4/9	5/11	6/13	6/14	7/15	8/16	8/17	9/18	9/19	10/19	10/20				
15	3/5	4/7	4/9	5/11	6/13	7/14	7/15	8/17	8/17	9/18	9/19	10/20	10/21	11/21			
16	3/5	4/7	5/9	5/11	6/13	7/15	7/16	8/17	9/18	10/20	10/20	10/20	11/21	11/22	12/22		
17	3/5	4/7	5/9	5/11	6/13	7/15	8/16	8/17	9/18	10/19	10/20	11/21	11/22	12/22	12/23	12/24	
18	3/5	4/7	5/9	6/11	6/13	7/15	8/16	9/17	9/18	10/19	10/20	11/21	11/22	12/22	12/24	13/24	13/25

\* В таблице приведены критические значения  $r_{05}$ , в пределах которых принимается нулевая гипотеза.

Критические значения Z-числа реже встречающихся знаков\*. По В. Ю. Урбаху

$n \backslash P$	0,05	0,01	$n \backslash P$	0,05	0,01	$n \backslash P$	0,05	0,01
7	1	—	23	7	5	34	11	10
8	1	1	24	7	6	35—36	12	10
9—11	2	1	25	8	6	37—38	13	11
12—14	3	2	26—27	8	7	39	13	12
15—16	4	3	28	9	7	40—41	14	12
17	5	3	29	9	8	42—43	15	13
18—19	5	4	30—31	10	8	44—46	16	14
20	6	4	32	10	9	47—48	17	15
21—22	6	5	33	11	9	49—50	18	16

\* Нулевая гипотеза принимается при  $z \geq z_{0,05}$  и отвергается при  $z < z_{0,05}$ .

Критические значения  $T^\Delta$  критерия Вилкоксона для связанных совокупностей\*. По В. Ю. Урбаху

$n \backslash P$	0,05	0,01	$n \backslash P$	0,05	0,01	$n \backslash P$	0,05	0,01
6	1	—	13	18	11	20	53	39
7	3	—	14	22	14	21	60	44
8	5	1	15	26	17	22	67	50
9	7	3	16	31	21	23	74	56
10	9	4	17	36	24	24	82	62
11	12	6	18	41	29	25	90	69
12	15	8	19	47	33			

\* Нулевая гипотеза принимается при  $T^\Delta \geq T_{0,05}^\Delta$  и отвергается при  $T^\Delta < T_{0,05}^\Delta$ .

Критические значения  $T$ -критерия Вилкоксона для независимых совокупностей (под значениями  $n_y$  указаны уровни вероятности  $P:0,05$  и  $0,01$ ) \*. По Снедекору.

$n_x \backslash n_y$	2		3		4		5		6		7		8		9		10		11		12		13		14		15			
	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01	05	01		
4					10																									
5		6			11		17	15																						
6		7			12		18	16	23																					
7		7			13		20	17	24	36	32																			
8	3	8	6		14		21	17	25	38	34	49	43																	
9	3	8	6		15		22	18	31	40	35	51	45	63	56															
10	3	9	6		15		23	19	32	42	37	53	47	65	58	78	71													
11	4	9	6		16		24	20	34	44	38	55	49	68	61	81	74	87												
12	4	10	7		17		26	21	35	46	40	58	51	71	63	85	76	99	90											
13	4	10	7		18		27	22	37	48	41	60	53	73	65	88	79	103	93	109	106									
14	4	11	7		19		28	22	38	50	43	63	54	76	67	91	81	106	96	123	112	137	125							
15	4	11	8		20		29	23	40	52	44	65	56	79	70	94	84	110	99	127	115	141	129	145	133	160	147			
16	4	12	8		21		31	24	42	54	46	67	58	82	72	97	86	114	102	131	119	145	133	160	147					
17	5	12	8		21		32	25	43	56	47	70	60	84	74	100	89	117	105	135	122	154	140	169	155					
18	5	13	8		22		33	26	45	58	49	72	62	87	76	103	92	121	108	139	125									
19	5	13	9		23		34	27	46	60	50	74	64	90	78	107	94	124	111											
20	5	14	9		24		35	28	48	62	52	77	66	93	81	110	97													

\* Нулевая гипотеза принимается при  $T \geq T_{05}$  и отвергается при  $T < T_{05}$ .

Значения функции  $\Psi \frac{R}{n+1}$  для расчета критерия X ван дер Вардена (R — ранги, n — общее число наблюдений).

По И. П. Ашмарину и А. А. Воробьеву.

$\frac{n}{R}$	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
1	-1,22	-1,28	-1,33	-1,39	-1,43	-1,47	-1,50	-1,54	-1,56	-1,59	-1,62	-1,64	-1,66	-1,70	-1,72	-1,73	-1,75	-1,77	-1,79
2	-0,77	-0,84	-0,91	-0,97	-1,02	-1,07	-1,11	-1,15	-1,19	-1,22	-1,25	-1,28	-1,31	-1,33	-1,36	-1,39	-1,41	-1,43	-1,45
3	-0,43	-0,52	-0,60	-0,67	-0,74	-0,79	-0,84	-0,89	-0,93	-0,97	-1,00	-1,04	-1,07	-1,10	-1,13	-1,15	-1,18	-1,20	-1,22
4	-0,14	-0,25	-0,35	-0,43	-0,50	-0,57	-0,62	-0,67	-0,72	-0,77	-0,81	-0,84	-0,88	-0,91	-0,94	-0,97	-0,99	-1,02	-1,05
5	0,14	0	-0,12	-0,21	-0,29	-0,37	-0,43	-0,49	-0,54	-0,59	-0,63	-0,67	-0,71	-0,75	-0,78	-0,81	-0,81	-0,87	-0,90
6	0,43	0,25	0,12	0	-0,10	-0,18	-0,25	-0,32	-0,38	-0,43	-0,48	-0,52	-0,57	-0,60	-0,64	-0,67	-0,71	-0,74	-0,77
7	0,77	0,52	0,35	0,21	0,10	0	-0,09	-0,16	-0,22	-0,28	-0,33	-0,39	-0,43	-0,47	-0,51	-0,55	-0,58	-0,62	-0,65
8	1,22	0,84	0,60	0,43	0,29	0,18	0,09	0	-0,07	-0,14	-0,20	-0,25	-0,30	-0,35	-0,39	-0,43	-0,47	-0,50	-0,54
9		1,28	0,91	0,67	0,50	0,37	0,25	0,16	0,07	0	-0,07	-0,13	-0,18	-0,23	-0,28	-0,32	-0,36	-0,40	-0,43
10			1,33	0,97	0,74	0,57	0,43	0,32	0,22	0,14	0,07	0	-0,06	-0,11	-0,16	-0,21	-0,25	-0,29	-0,33
11				1,39	1,02	0,79	0,62	0,49	0,38	0,28	0,20	0,13	0,06	0	-0,06	-0,10	-0,15	-0,19	-0,24
12					1,43	1,07	0,84	0,67	0,54	0,43	0,33	0,25	0,18	0,11	0,06	0	-0,05	-0,10	-0,14
13						1,47	1,11	0,89	0,72	0,59	0,48	0,39	0,30	0,23	0,16	0,10	0,05	0	-0,05
14							1,50	1,15	0,93	0,77	0,63	0,52	0,43	0,35	0,28	0,21	0,15	0,10	0,05
15								1,54	1,19	0,97	0,81	0,67	0,57	0,47	0,39	0,32	0,25	0,19	0,14
16									1,56	1,22	1,00	0,84	0,71	0,60	0,51	0,43	0,36	0,29	0,24
17										1,59	1,25	1,04	0,88	0,75	0,64	0,55	0,47	0,40	0,33
18											1,62	1,28	1,07	0,91	0,78	0,67	0,58	0,50	0,43
19												1,64	1,31	1,10	0,94	0,81	0,71	0,62	0,54
20													1,66	1,33	1,13	0,97	0,84	0,74	0,65
21														1,70	1,36	1,15	0,99	0,87	0,77
22															1,72	1,39	1,18	1,02	0,90
23																1,73	1,41	1,20	1,05
24																	1,75	1,43	1,22
25																		1,77	1,45
26																			1,79

ПРИЛОЖЕНИЕ VIII

Критические значения X-критерия ван дер Вардена (под разностями  $n_x - n_y$  указаны уровни вероятности P) \*. По ван дер Вардену.

n	$n_x - n_y = 0$ или 1		$n_x - n_y = 2$ или 3		$n_x - n_y = 4$ или 5	
	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01
8	2,40		2,30			
9	2,38		2,20			
10	2,60	3,20	2,49	3,10	2,30	
11	2,72	3,40	2,58	3,40	2,40	
12	2,86	3,60	2,79	3,58	2,68	3,40
13	2,96	3,71	2,91	3,64	2,78	3,50
14	3,11	3,94	3,06	3,88	3,00	3,76
15	3,24	4,07	3,19	4,05	3,06	3,88
16	3,39	4,26	3,36	4,25	3,28	4,12
17	3,49	4,44	3,44	4,37	3,36	4,23
18	3,63	4,60	3,60	4,58	3,53	4,50
19	3,73	4,77	3,69	4,71	3,61	4,62
20	3,86	4,94	3,84	4,92	3,78	4,85
21	3,96	5,10	3,92	5,05	3,85	4,96
22	4,08	5,26	4,06	5,24	4,01	5,17
23	4,18	5,40	4,15	5,36	4,08	5,27
24	4,28	5,55	4,27	5,53	4,23	5,48
25	4,39	5,68	4,36	5,65	4,30	5,58
26	4,50	5,83	4,48	5,81	4,44	5,76

\* Нулевая гипотеза принимается при  $X \leq X_{05}$  и отвергается при  $X > X_{05}$ .

ПРИЛОЖЕНИЕ IX

Критические значения  $S_{05}$  числа серий (уровень вероятности  $P=0,05$ ) \*. По В. Ю. Урбаху.

$n_x \backslash n_y$	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
6	3	3	3												
7	3	3	4	4											
8	3	3	4	4	5										
9	3	4	4	5	5	6									
10	3	4	5	5	6	6	6								
11	3	4	5	5	6	6	7	7							
12	4	4	5	6	6	7	7	8	8						
13	4	4	5	6	6	7	8	8	9	9					
14	4	5	5	6	7	7	8	8	9	9	10				
15	4	5	6	6	7	8	8	9	9	10	10	10			
16	4	5	6	6	7	8	8	9	10	10	10	11			
17	4	5	6	7	7	8	9	9	10	10	11	11	11	12	
18	4	5	6	7	8	8	9	10	11	11	11	12	12	13	13

\* Нулевая гипотеза принимается при  $S \geq S_{05}$  и отвергается при  $S < S_{05}$ .



Критические значения коэффициента корреляции ( $r$ )  
при малом числе наблюдений  
По Л. С. Каминскому

Число степеней свободы $n' = n - 2$	$P$			
	0,1	0,05	0,02	0,01
1	2	3	4	5
1	0,988	0,997	0,9995	0,99988
2	900	950	0,980	0,990
3	805	878	934	959
4	729	811	882	917
5	669	754	833	874
6	622	707	789	834
7	582	666	750	798
8	549	632	716	765
9	521	602	685	735
10	497	576	658	708
11	476	553	634	684
12	458	532	612	661
13	441	514	592	641
14	426	497	574	623
15	412	482	558	606
16	400	458	542	590
17	389	456	528	575
18	378	444	516	561
19	369	433	503	549
20	360	423	492	537
25	323	381	445	487
30	296	349	409	449
35	275	325	381	418
40	257	304	358	393
45	243	288	338	372
50	231	273	322	354
60	211	250	295	325
70	195	232	274	302
80	183	217	256	283
90	173	205	242	267
100	164	195	230	254

Критические значения коэффициента корреляции рангов ( $\rho$ ) Спирмена\*  
(по В. Ю. Урбаху)

$P$ $n$	0,05	0,01	$P$ $n$	0,05	0,01	$P$ $n$	0,05	0,01
	5	0,94		—	17		0,48	0,62
6	0,85	—	18	0,47	0,60	30	0,36	0,47
7	0,78	0,94	19	0,46	0,58	31	0,36	0,46
8	0,72	0,88	20	0,45	0,57	32	0,36	0,45
9	0,68	0,83	21	0,44	0,56	33	0,34	0,45
10	0,64	0,79	22	0,43	0,54	34	0,34	0,44
11	0,61	0,76	23	0,42	0,53	35	0,33	0,43
12	0,58	0,73	24	0,41	0,52	36	0,33	0,43
13	0,56	0,70	25	0,40	0,51	37	0,33	0,42
14	0,54	0,68	26	0,39	0,50	38	0,32	0,41
15	0,52	0,66	27	0,38	0,49	39	0,32	0,41
16	0,50	0,64	28	0,38	0,48	40	0,31	0,40

\* Коэффициент корреляции незначим при  $\rho < \rho_{0,05}$ .

Значение вероятности  $P$  для оценки коэффициентов корреляции рангов Кендала  $\tau$

$S$	Число наблюдений, $n$				$S$	Число наблюдений, $n$	
	4	5	8	9		8	9
0	0,625	0,592	0,548	0,540	18	0,016	0,038
2	0,375	0,408	0,452	0,460	20	0,0071	0,022
4	0,167	0,242	0,360	0,381	22	0,0028	0,012
6	0,042	0,117	0,274	0,306	24	0,0009	0,0063
8		0,042	0,199	0,238	26	0,0002	0,0029
10		0,0083	0,138	0,179	28		0,0012
12			0,089	0,130	30		0,0004
14			0,054	0,090	32		0,0001
16			0,031	0,060			

$S$	Число наблюдений — $n$			$S$	Число наблюдений — $n$
	6	7	10		10
1	0,500	0,500	0,500		
3	0,360	0,386	0,431	23	0,023
5	0,235	0,281	0,364	25	0,014
7	0,136	0,191	0,300	27	0,0083
9	0,068	0,119	0,242	29	0,0046
11	0,028	0,068	0,190	31	0,0023
13	0,0083	0,035	0,146	33	0,0011
15	0,0014	0,015	0,108	35	0,00047
17	—	0,0054	0,078	37	0,00018
19	—	0,0014	0,054	39	0,00006
21	—	0,0002	0,036	—	—

Таблица значений критерия  $\chi^2$

Число степеней свободы $n'$	$P$		
	0,05	0,01	0,002
1	3,8	6,6	9,5
2	6,0	9,2	12,4
3	7,8	11,3	14,8
4	9,5	13,3	16,9
5	11,1	15,1	18,9
6	12,6	16,8	20,7
7	14,1	18,5	22,6
8	15,5	20,1	24,3
9	16,9	21,7	26,1
10	18,3	23,2	27,7
11	19,7	24,7	29,4
12	21,0	26,2	31,0
13	22,4	27,7	32,5
14	23,7	29,1	34,0
15	25,0	30,6	35,5
16	26,3	32,0	37,0
17	27,6	33,4	38,5
18	28,9	34,8	40,0
19	30,1	36,2	41,5
20	31,4	37,6	43,0
21	32,7	38,9	44,5
22	33,9	40,3	46,0
23	35,2	41,6	47,5
24	36,4	43,0	48,5
25	37,7	44,3	50,0
26	38,9	45,6	51,5
27	40,1	47,0	53,0
28	41,3	48,3	54,5
29	42,6	49,6	56,0
30	43,8	50,9	57,5

Таблица пограничных значений показателей достоверности ( $F_{табл.}$ ) при  $P=0,95$  (верхняя строка) и  $P=0,99$  (нижняя строка)

$f_1 \backslash f_2$		$f_1$ — степени свободы для большей дисперсии																
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	16	20	24	30
1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242	243	244	245	246	248	249	250	254
2	4052	4999	5403	5625	5764	5889	5928	5981	6022	6056	6082	6106	6142	6169	6208	6234	6258	6366
3	18,51	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,36	19,37	19,38	19,39	19,40	19,41	19,42	19,43	19,44	19,45	19,46	19,50
4	98,49	99,01	99,17	99,25	99,30	99,33	99,34	99,36	99,38	99,40	99,41	99,42	99,43	99,44	99,45	99,46	99,47	99,50
5	10,13	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,88	8,84	8,81	8,78	8,76	8,74	8,71	8,69	8,66	8,64	8,62	8,53
6	34,12	30,81	29,46	28,71	28,24	27,91	27,67	27,49	27,34	27,23	27,13	27,05	26,92	26,83	26,69	26,60	26,50	26,12
7	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,09	6,04	6,00	5,96	5,93	5,91	5,87	5,84	5,80	5,77	5,74	5,63
8	21,20	18,00	16,69	15,98	15,52	15,21	14,98	14,80	14,66	14,54	14,45	14,37	14,24	14,15	14,02	13,93	13,83	13,46
9	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,88	4,82	4,78	4,74	4,70	4,68	4,64	4,60	4,56	4,53	4,50	4,36
10	16,26	13,27	12,06	11,39	10,97	10,67	10,45	10,27	10,15	10,05	9,96	9,89	9,77	9,68	9,55	9,47	9,38	9,02
11	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15	4,10	4,06	4,03	4,00	3,96	3,92	3,87	3,84	3,81	3,67
12	13,74	10,92	9,78	9,15	8,75	8,47	8,26	8,10	7,98	7,87	7,79	7,72	7,60	7,52	7,39	7,31	7,23	6,88
13	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73	3,68	3,63	3,60	3,57	3,52	3,49	3,44	3,41	3,38	3,23
14	12,25	9,55	8,45	7,85	7,46	7,19	7,00	6,84	6,71	6,62	6,54	6,47	6,35	6,27	6,15	6,07	5,98	5,65
15	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,50	3,44	3,39	3,34	3,31	3,28	3,23	3,20	3,15	3,12	3,08	2,93
16	11,26	8,65	7,59	7,01	6,63	6,37	6,19	6,03	5,91	5,82	5,74	5,67	5,56	5,48	5,36	5,28	5,20	4,86
17	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23	3,18	3,13	3,10	3,07	3,02	2,98	2,93	2,90	2,86	2,71
18	10,56	8,02	6,99	6,42	6,06	5,80	5,62	5,47	5,35	5,26	5,18	5,11	5,00	4,92	4,80	4,73	4,64	4,31
19	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07	3,02	2,97	2,94	2,91	2,86	2,82	2,77	2,74	2,70	2,54
20	10,04	7,56	6,55	5,99	5,64	5,39	5,21	5,06	4,95	4,85	4,78	4,71	4,60	4,52	4,41	4,33	4,25	3,91
21	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	3,01	2,95	2,90	2,86	2,82	2,79	2,74	2,70	2,65	2,61	2,57	2,40
22	9,85	7,20	6,22	5,67	5,32	5,07	4,88	4,74	4,63	4,54	4,46	4,40	4,29	4,21	4,10	4,02	3,94	3,60
23	4,75	3,88	3,49	3,26	3,11	3,00	2,92	2,85	2,80	2,76	2,72	2,69	2,64	2,60	2,54	2,50	2,46	2,30
24	9,33	6,93	5,95	5,41	5,06	4,82	4,65	4,50	4,39	4,30	4,22	4,16	4,05	3,98	3,86	3,78	3,70	3,36
25	4,67	3,80	3,41	3,18	3,02	2,92	2,84	2,77	2,72	2,67	2,63	2,60	2,55	2,51	2,46	2,42	2,38	2,21
26	9,07	6,70	5,74	5,20	4,86	4,62	4,44	4,30	4,19	4,10	4,02	3,96	3,85	3,78	3,67	3,59	3,51	3,16

Для меньшей дисперсии

14	4,60	3,74	3,34	3,11	2,96	2,85	2,77	2,70	2,65	2,60	2,56	2,53	2,48	2,44	2,39	2,35	2,31	2,13
15	8,86	6,51	5,56	5,03	4,69	4,46	4,28	4,14	4,03	3,94	3,86	3,80	3,70	3,62	3,51	3,43	3,34	3,00
16	4,54	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,70	2,64	2,59	2,55	2,51	2,48	2,43	2,39	2,33	2,29	2,25	2,07
17	8,68	6,36	5,42	4,89	4,56	4,32	4,14	4,00	3,89	3,80	3,73	3,67	3,56	3,48	3,36	3,29	3,20	2,87
18	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,66	2,59	2,54	2,49	2,45	2,42	2,37	2,33	2,28	2,24	2,20	2,01
19	8,53	6,23	5,29	4,77	4,44	4,20	4,03	3,89	3,78	3,69	3,61	3,55	3,45	3,37	3,25	3,18	3,10	2,75
20	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,70	2,62	2,55	2,50	2,45	2,41	2,38	2,33	2,29	2,23	2,19	2,15	1,96
21	8,40	6,11	5,18	4,67	4,34	4,10	3,93	3,79	3,68	3,59	3,52	3,45	3,35	3,27	3,16	3,08	3,00	2,65
22	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,66	2,58	2,51	2,46	2,41	2,37	2,34	2,29	2,25	2,19	2,15	2,11	1,92
23	8,28	6,01	5,09	4,58	4,25	4,01	3,85	3,71	3,60	3,51	3,44	3,37	3,27	3,19	3,07	3,00	2,91	2,57
24	4,38	3,52	3,13	2,90	2,74	2,63	2,55	2,48	2,43	2,38	2,34	2,31	2,26	2,21	2,15	2,11	2,07	1,88
25	8,18	5,93	5,01	4,50	4,17	3,94	3,77	3,63	3,52	3,43	3,36	3,30	3,19	3,12	3,00	2,92	2,84	2,49
26	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,60	2,52	2,45	2,40	2,35	2,31	2,28	2,23	2,18	2,12	2,08	2,04	1,84
27	8,10	5,85	4,94	4,43	4,10	3,87	3,71	3,56	3,45	3,37	3,30	3,23	3,13	3,05	2,94	2,86	2,77	2,42
28	4,32	3,47	3,07	2,84	2,68	2,57	2,49	2,42	2,37	2,32	2,28	2,25	2,20	2,15	2,09	2,05	2,00	1,81
29	8,02	5,78	4,87	4,37	4,04	3,81	3,65	3,51	3,40	3,31	3,24	3,17	3,07	2,99	2,88	2,80	2,72	2,36
30	4,30	3,44	3,05	2,82	2,66	2,55	2,47	2,40	2,35	2,30	2,26	2,23	2,18	2,13	2,07	2,03	1,98	1,78
Σ	7,94	5,72	4,82	4,31	3,99	3,76	3,59	3,45	3,35	3,26	3,18	3,12	3,02	2,94	2,83	2,75	2,67	2,31
	4,28	3,42	3,03	2,80	2,64	2,53	2,45	2,38	2,32	2,28	2,24	2,20	2,14	2,10	2,04	2,00	1,96	1,76
	7,88	5,66	4,76	4,26	3,94	3,71	3,54	3,41	3,30	3,21	3,14	3,07	2,97	2,89	2,78	2,70	2,62	2,26
	4,26	3,40	3,01	2,78	2,62	2,51	2,43	2,36	2,30	2,26	2,22	2,18	2,13	2,09	2,02	1,98	1,94	1,73
	7,82	5,61	4,72	4,22	3,90	3,67	3,50	3,36	3,25	3,17	3,09	3,03	2,93	2,85	2,74	2,66	2,58	2,21
	4,24	3,38	2,99	2,76	2,60	2,49	2,41	2,34	2,28	2,24	2,20	2,16	2,11	2,06	2,00	1,96	1,92	1,71
	7,77	5,57	4,68	4,18	3,86	3,63	3,46	3,32	3,21	3,13	3,05	2,99	2,89	2,81	2,70	2,62	2,54	2,17
	4,22	3,37	2,98	2,74	2,59	2,47	2,39	2,32	2,27	2,22	2,18	2,15	2,10	2,05	1,99	1,95	1,90	1,69
	7,72	5,53	4,64	4,14	3,82	3,59	3,42	3,29	3,17	3,09	3,02	2,96	2,86	2,77	2,66	2,58	2,50	2,13
	4,21	3,35	2,96	2,73	2,57	2,46	2,37	2,30	2,25	2,20	2,16	2,13	2,08	2,03	1,97	1,93	1,88	1,67
	7,68	5,49	4,60	4,11	3,79	3,56	3,39	3,26	3,14	3,06	2,98	2,93	2,83	2,74	2,63	2,55	2,47	2,10
	4,20	3,34	2,95	2,71	2,56	2,44	2,36	2,29	2,24	2,19	2,15	2,12	2,06	2,02	1,96	1,91	1,87	1,65
	7,64	5,45	4,57	4,07	3,76	3,53	3,36	3,23	3,11	3,03	2,95	2,90	2,80	2,71	2,60	2,52	2,44	2,06
	4,18	3,33	2,93	2,70	2,54	2,43	2,35	2,28	2,22	2,18	2,14	2,10	2,05	2,00	1,94	1,90	1,85	1,64
	7,60	5,42	4,54	4,04	3,73	3,50	3,33	3,20	3,08	3,00	2,92	2,87	2,77	2,68	2,57	2,49	2,41	2,03
	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,34	2,27	2,21	2,16	2,12	2,09	2,04	1,99	1,93	1,89	1,84	1,62
	7,56	5,39	4,51	4,02	3,70	3,47	3,30	3,17	3,06	2,98	2,90	2,84	2,74	2,66	2,55	2,47	2,38	2,01
	3,84	2,99	2,60	2,37	2,21	2,09	2,01	1,94	1,88	1,83	1,79	1,75	1,69	1,64	1,57	1,52	1,46	1,00
	6,64	4,60	3,78	3,32	3,02	2,80	2,64	2,51	2,41	2,32	2,24	2,18	2,07	1,99	1,87	1,79	1,69	1,09

## УКАЗАТЕЛЬ ЛИТЕРАТУРЫ

- В. И. Ленин и современная статистика, т. 1. М., 1970; т. 2. М., 1971.
- Александров М. В. Методика комплексного изучения заболеваемости. М., 1963.
- Ашмарин И. П., Воробьев А. А. Статистические методы в микробиологических исследованиях. Л., 1962.
- Бароян О. В. Итоги полувековой борьбы с инфекциями в СССР. Под ред. П. Н. Бургасова. М., 1968.
- Баткис Г. А. Вопросы санитарной и демографической статистики. Под ред. А. М. Меркова. М., 1964.
- Баткис Г. А., Лекарев Л. Г. Социальная гигиена и организация здравоохранения. М., 1969.
- Башкиров П. Н. Учение о физическом развитии человека. М., 1962.
- Бедный М. С. Продолжительность жизни. М., 1967.
- Бейли Н. Статистические методы в биологии. Пер. с англ. Под ред. В. В. Налимова. М., 1962.
- Белицкая Е. Я. Проблемы социальной гигиены. Л., 1970.
- Бессмертный Б. С. Математическая статистика в клинической, профилактической и экспериментальной медицине. М., 1967.
- Бессмертный Б. С., Ткачева М. Н. Статистические методы в эпидемиологии. Под ред. А. М. Меркова. М., 1961.
- Богатырев И. Д. Заболеваемость и лечебно-профилактическое обслуживание промышленных рабочих. М., 1962.
- Боярский А. Я. Статистические методы в экспериментальных медицинских исследованиях. Под ред. П. А. Кувшинникова. М., 1955.
- Боярский А. Я. и др. Курс демографии. Под ред. А. Я. Боярского. М., 1967.
- Бунак В. В. Антропометрия. М., 1941.
- Валентей Д. И. Теория и политика народонаселения. М., 1967.
- Ван дер Варден Б. Л. Математическая статистика. Под ред. Н. В. Смирнова. М., 1960.
- Венецкий И. Г., Кильдишев Г. С. Основы теории вероятности и математической статистики. М., 1968.
- Вигдорчик Н. А. Применение статистики в клинике. Л., 1945.
- Вигдорчик Н. А. Методика изучения заболеваемости с потерей трудоспособности. Л., 1948.
- Гаврилов Н. И., Мозглякова В. А., Шахгельдянц А. Е., Бриллиантова М. С. Методика изучения и пути снижения заболеваемости промышленных рабочих. М., 1969.
- Генес В. С. Таблицы достоверных различий между группами наблюдений по качественным показателям. М., 1964.
- Георгиевский А. С., Журкович К. Я., Поляков Л. Е. Советское здравоохранение и кибернетика. Л., 1966.
- Герчук Я. П. Графические методы в статистике. М., 1968.
- Гранков В. П. Выборочное наблюдение. М., 1955.
- Грачев Н. Г. Статистические группировки. М., 1961.
- Гублер Е. В., Генкин А. А. Применение критериев непараметрической статистики для оценки различий двух групп наблюдений в медико-биологических исследованиях. М., 1969.
- Добровольский Ю. А. Здоровье населения мира в XX веке. М., 1968.

- Заболееваемость городского населения и нормативы лечебно-профилактической помощи. Под ред. И. Д. Богатырева. М., 1967.
- Заболееваемость населения СССР злокачественными новообразованиями и смертность от них. Под ред. А. Ф. Серенко и А. А. Роменского. М., 1970.
- И г н а т о в и ч Б. И., Л а ш к о в К. В., П о л я к о в Л. Е. Военно-медицинская статистика. Л., 1968.
- Й е й т с Ф. Выборочный метод в переписях и обследованиях. Под ред. А. Г. Волкова. М., 1965.
- К а м и н с к и й Л. С. Статистическая обработка лабораторных и клинических данных. Л., 1964.
- К о р с а е в с к а я Т. В. Социальная и биологическая обусловленность изменений в физическом развитии человека. Л., 1970.
- К о з л о в В. С. Естественное движение населения в капиталистических странах. М., 1959.
- К о з л о в В. И. Динамика численности народов. М., 1969.
- К о р ч а к - Ч е п у р к о в с к и й Ю. Д. Избранные демографические исследования. М., 1970.
- К р ы л о в В. Н. Выборочный метод в статистике. М., 1967.
- К у в ш и н н и к о в П. А. Статистический метод в клинических исследованиях. М., 1955.
- К у р а ш о в С. В. Организация борьбы с сердечно-сосудистыми заболеваниями. М., 1960.
- К у р к и н П. И. Вопросы санитарной статистики. Избранные произведения. Под ред. А. М. Меркова. М., 1961.
- М а к а р о в П. Г. и др. Применение ЭВМ для изучения заболеваемости населения. Красноярск, 1968.
- Материалы заболеваемости населения г. Иваново. М., 1959.
- Методические основы изучения здоровья населения. Материалы II Всесоюзн. симпозиума. М., 1968.
- М е р к о в А. М. Демографическая статистика. М., 1965.
- М е р к о в А. М. Общая теория и методика санитарно-статистического исследования. М., 1969.
- М е р к о в А. М., Ч а к л и н А. В. Статистическое изучение злокачественных новообразований. М., 1962.
- Методологические вопросы санитарной и медицинской статистики. М., 1965.
- М и л л с Ф. Статистические методы. Под ред. П. П. Маслова. М., 1958.
- М о с т к о в ы й М. И. Практикум по вариационно-статистической обработке клинического материала. Ашхабад, 1954.
- Н е с т е р о в В. А., Я к о б а ш в и л и В. А. Инвалидность при сердечно-сосудистых заболеваниях как социально-гигиеническая проблема. М., 1969.
- Н о в о с е л ь с к и й С. А. Вопросы демографической и санитарной статистики. Под ред. А. М. Меркова. М., 1958.
- Н о т к и н Е. Л. Статистика в гигиенических исследованиях. Под ред. А. М. Меркова. М., 1965.
- П а е в с к и й В. В. Элементы статистики. Л., 1931.
- П а е в с к и й В. В. Вопросы демографической и медицинской статистики. Под ред. А. М. Меркова. М., 1970.
- П и с а р е в И. Ю. Народонаселение СССР. М., 1962.
- П л о х и н с к и й Н. А. Биометрия. М., 1970.
- П о д ь я ч и х П. Г. Население СССР. М., 1961.
- П о л я к о в Л. Е. Методы военного медико-статистического исследования. Л., 1970.
- П о м о р с к и й Ю. Л. Новейшие методы вариационной статистики. Л., 1939.
- П о м о р с к и й Ю. Л. Методы статистического анализа экспериментальных данных. Л., 1940.
- П р е с с а Р. Народонаселение и его изучение. Под ред. Б. Ц. Урланиса. М., 1966.
- П р и н ц и н г Ф. Методы санитарной статистики. Под ред. П. И. Куркина и П. А. Кувшинникова. М., 1925.
- П т у х а М. В. Очерки по статистике населения. М., 1961.
- Р о с с е т Э. Процесс старения населения. Демографическое исследование. М., 1968.

- Рябушкин Т. В. Средние в статистике. М., 1954.
- Садвокасова Е. А. Социально-гигиенические аспекты регулирования размера семьи. М., 1969.
- Сапегин А. А. Вариационная статистика. М., 1935.
- Сепетлиев Д. Статистические методы в научных медицинских исследованиях. Под ред. А. М. Меркова. М., 1968.
- Ставицкая А. Б., Арон Д. И. Методика исследования физического развития детей и подростков. М., 1959.
- Статистика. М., 1969.
- Статистические методы исследования в медицине и здравоохранении. Под ред. Л. Е. Полякова. Л., 1971.
- Статистическая оценка достоверности результатов исследования. Под ред. А. М. Меркова. М., 1965.
- Уиппль Дж. и Новосельский С. А. Основы демографической и санитарной статистики. М., 1929.
- Урбах В. Ю. Биометрические методы. М., 1964.
- Урланис Б. Ц. Общая теория статистики. М., 1962.
- Урланис Б. Ц. Рождаемость и продолжительность жизни в СССР. М., 1963.
- Урланис Б. Ц. Динамика и структура населения СССР и США. М., 1964.
- Фишер Р. Статистические методы для исследователей. Пер. с англ. М., 1958.
- Хилл Б. Основы медицинской статистики. Пер. с англ. Под ред. А. М. Меркова. М., 1958.
- Хоцянов А. К., Амморейская А. И. Методические указания по проведению учета, разработки и анализа заболеваемости с временной утратой трудоспособности. М., 1954.
- Цейтлин А. Г. Физическое развитие детей и подростков. М., 1963.
- Шевелев А. Б. Учет и статистика здравоохранения. М., 1936.
- Шмидт К. Ф. Руководство по графическим изображениям. Под ред. Я. П. Герчука. М., 1960.
- Яковенко Е. И. Медицинская статистика. М. — Л., 1924.



## ОГЛАВЛЕНИЕ

Предисловие . . . . .	3
<b>Часть I. Методы санитарной статистики</b>	
Введение. Предмет и содержание санитарной статистики . . . . .	8
Определение статистики (8). Предмет и содержание санитарной статистики (9). Теоретические основы статистики (11). Значение математики для статистики (12). Классовый характер статистики (14) Санитарная статистика и социальная гигиена (14).	
Глава I. Организация статистического исследования . . . . .	15
Программа и план статистического исследования (15). Объект и единица наблюдения (16). Стадии статистического исследования (17). Единовременное и текущее наблюдение (17). Сплошное и несплошное наблюдение (18). Организационный план статистического наблюдения (20). Регистрационные документы (20). Ошибки статистического наблюдения (22). Статистическая отчетность (22).	
Глава II. Статистическая группировка и сводка . . . . .	23
Значение сводки (23). Группировка (23). Вторичные группировки (25). Методологические указания В. И. Ленина о группировках (25). Статистические таблицы (27). Подготовка статистической сводки (29). Заполнение и проверка таблиц (30).	
Глава III. Относительные величины . . . . .	34
Значение относительных величин (34). Интенсивные коэффициенты (35). Коэффициенты соотношения (36). Экстенсивные коэффициенты (36). Относительные числа наглядности (39).	
Глава IV. Специальные и стандартизованные коэффициенты . . . . .	40
Общие и специальные коэффициенты (40). Стандартизованные коэффициенты. Прямой, косвенный и обратный методы стандартизации (43). Стандартизация коэффициентов летальности (49).	
Глава V. Вариационный ряд и средние величины . . . . .	51
Вариационный ряд (51). Вычисление средней арифметической (54). Средняя геометрическая (57). Средняя гармоническая (58). Медиана и мода (59). Злоупотребление средними величинами и борьба с ним (61). Среднее квадратическое отклонение (64). Вычисление среднего квадратического отклонения по амплитуде (65). Значение среднего квадратического отклонения (66). Исключение «выскакивающих» вариантов (69). Коэффициент вариации (70). Асимметрия (71). Распределение Пуассона (71).	
Глава VI. Выборочный метод в санитарно-статистических исследованиях	72
Способы выборки (72). Теоретические основы выборочного метода (75). Определение объема выборки в санитарно-статистических исследованиях (79).	
Глава VII. Параметрические методы оценки достоверности результатов статистического исследования . . . . .	82
Применение средней ошибки (82). Средняя ошибка разности (83). Малые выборки (85). Определение средней ошибки коэффициентов, равных или	

близких 0 или 100% (87). Оценка достоверности различий двух серий наблюдений, проведенных на одной и той же группе испытуемых (89). Оценка достоверности интенсивных коэффициентов заболеваемости при наличии повторных заболеваний (90).

Глава VIII. Непараметрические методы оценки достоверности результатов статистического исследования . . . . .	92
Общие положения (92). Критерий итераций (92). Критерий знаков (95). Критерий Вилкоксона для связанных совокупностей (95). Критерий Вилкоксона для независимых совокупностей (96). Критерий ван дер Вардена (98). Серийный критерий (99).	
Глава IX. Динамические ряды . . . . .	102
Типы динамических рядов (102). Преобразование рядов (103). Анализ динамических рядов (104). Выравнивание (107). Сглаживание (111). Укрупнение периодов (112). Измерение сезонных колебаний (112)	
Глава X. Измерение связи . . . . .	113
Корреляция (113). Коэффициент корреляции (115). Вычисление коэффициента корреляции на сгруппированных данных (116). Коэффициент регрессии (120). Частная (парциальная) корреляция (120). Корреляционное отношение (121). Коэффициент ассоциации (122). Корреляция рангов (124). Коэффициент корреляции рангов Кэндела (127). Приближенное определение коэффициента корреляции (129).	
Глава XI. Показатель соответствия . . . . .	131
Значение показателя соответствия (131). Методика расчета (131).	
Глава XII. Дисперсионный анализ в санитарно-статистическом исследовании . . . . .	138
Место дисперсионного анализа в санитарно-статистическом исследовании (138). Основные понятия дисперсионного анализа (139). Обработка однофакторного дисперсионного комплекса (141). Обработка двухфакторного дисперсионного комплекса (145). Дисперсионный анализ в изучении заболеваемости населения (152)	
Глава XIII. Применение графических изображений в санитарной статистике . . . . .	160
Значение графических изображений (160). Линейные диаграммы (161). Столбиковые диаграммы (162). Секторные диаграммы (163). Диаграммы на системе полярных координат (165). Фигурные диаграммы (165). Картограммы (169). Картодиаграммы (169).	
Глава XIV. Вычислительная техника в санитарно-статистических исследованиях . . . . .	169
Основные виды вычислительных машин (169). Выявление санитарно-статистических задач и их подготовка для обработки на вычислительных машинах (179). Перспективы использования ЭВМ в советском здравоохранении (189).	

## Часть II. Статистика здоровья населения

Введение. Роль статистики здоровья населения в социальной гигиене и организации здравоохранения . . . . .	193
Основные элементы статистики здоровья населения (196). О комплексном изучении и оценке народного здоровья (196) . . . . .	
<i>Раздел А. Санитарно-демографическая статистика . . . . .</i>	198
Глава XV. Численность и состав населения . . . . .	198
Правила производства народных переписей (198). Группировка материалов о численности и составе населения (199). Исчисление населения в межпереписные годы (206).	
Глава XVI. Статистика рождаемости . . . . .	206
Организация учета рождения (206). Коэффициенты рождаемости (207). Возрастные коэффициенты плодовитости, влияние брачности (209). Мертворождения. Аборты (211). Измерение эффективности применения контрацептивов (213).	

Глава XVII. Статистика смертности . . . . .	215
Организация учета случаев смерти (215). Регистрация причин смерти (215). Определение причины смерти (217). Международная форма медицинского свидетельства о причине смерти (217). Правила выбора причины смерти для первичных статистических разработок материала о смертности (219). Коэффициент смертности (219). Влияние возрастного состава населения на величину коэффициента смертности (221). Коэффициенты смертности в возрасте старше 1 года (222). Смертность населения СССР (225). Причины смерти (227).	
Глава XVIII. Таблицы смертности и средней продолжительности жизни	235
Важнейшие показатели таблицы смертности (235). Средняя продолжитель- ность предстоящей жизни (238). Методы построения таблиц смертности (242). Таблицы смертности по причинам (248). Применение таблиц смерт- ности для исследования эффективности лечения больных (250).	
Глава XIX. Статистика детской смертности . . . . .	255
Значение проблемы детской смертности (255). Методика измерения детской смертности (256). Детская смертность в России и СССР (260). Детская смертность в различные периоды 1-го года жизни (261). Сезонные колеба- ния детской смертности, способ вскармливания и влияние его на детскую смертность (263). Другие причины, влияющие на уровень детской смерт- ности (265). О сопоставимости отечественных показателей детской смерт- ности с зарубежными (266).	
Глава XX. Статистика конечных результатов воспроизводства населения.	269
Коэффициент естественного прироста населения (269). Санитарная оценка коэффициентов смертности и рождаемости (269). Показатели воспроизвод- ства (271). Воспроизводство населения в СССР и некоторых странах (273)	
<i>Раздел Б. Статистика заболеваемости и физического развития населения</i>	276
Глава XXI. Методы статистического изучения общей заболеваемости . . . . .	276
Место заболеваемости в ряду статистических критериев здоровья населения (276). Статистическая классификация и номенклатура болезней, травм и причин смерти (281). Изучение заболеваемости населения по данным об обращаемости за медицинской помощью (283). Общая заболеваемость населения (284).	
Глава XXII. Методы статистического изучения специальных видов заболе- ваемости . . . . .	297
Заболеваемость острыми заразными (эпидемическими) болезнями (297). Заболеваемость важнейшими неэпидемическими болезнями (300). Заболе- ваемость с временной утратой трудоспособности (305). Заболеваемость со стойкой утратой трудоспособности (308). Заболеваемость стационариван- ных больных (312). Заболеваемость населения по данным медицинских осмотров (314). Комплексное статистическое изучение и оценка заболевае- мости населения (316). Некоторые особенности изучения заболеваемости населения в капиталистических странах (319).	
Глава XXIII. Методы статистического изучения физического развития населения	321
Определения понятия (321) Социальная среда и физическое развитие (323). Изучение физического развития населения в России и в СССР (327). Ста- тистическая обработка данных и групповая оценка физического развития (331). Групповая оценка физического развития (342). Статистические методы индивидуальной оценки физического развития (345). Статистическое изуче- ние медико-физиологических данных (352).	
Заключение . . . . .	
Приложение I	
Таблица I. Минимальная разность, достижение которой означает, что превы- шение одного показателя над другими не случайно . . . . .	362
Таблица II. Число наблюдений, необходимое для того, чтобы ошибка в 19 случаях из 20 не превысила заданного предела . . . . .	366
Пояснение к пользованию табл. 1, 2 . . . . .	366

Приложение	II. Таблица значений критерия $t$ (Стьюдента) . . . . .	367
Приложение	III. Критическое значение $r$ — числа итерации (уровень вероятности $P = 0,05$ ) . . . . .	368
Приложение	IV. Критическое значение $Z$ -числа реже встречающихся знаков . . . . .	369
Приложение	V. Критические значения $T$ -критерия Вилкоксона для связанных совокупностей . . . . .	369
Приложение	VI. Критическое значение $T$ -критерия Вилкоксона для независимых совокупностей . . . . .	370
Приложение	VII. Значение функции $\psi \frac{R}{n+1}$ для расчета критерия ван дер Вардена . . . . .	371
Приложение	VIII. Критические значения $X$ критерия ван дер Вардена . . .	372
Приложение	IX. Критические значения $S_{05}$ числа серий (уровень вероятности $P = 0,05$ ) . . . . .	372
Приложение	X. Критические значения коэффициента корреляции ( $r$ ) при малом числе наблюдений . . . . .	373
Приложение	XI. Критические значения коэффициента корреляции рангов ( $\rho$ ) Спирмена . . . . .	374
Приложение	XII. Значение вероятности $P$ для оценки коэффициентов корреляции рангов Кендэла $\tau$ . . . . .	374
Приложение	XIII. Таблица значений критерия $\chi^2$ . . . . .	375
Приложение	XIV. Таблица пограничных значений показателей достоверности ( $F_{\text{табл.}}$ ) при $P = 0,95$ (верхняя строка) и $P = 0,99$ (нижняя строка) . . . . .	377
Указатель литературы	. . . . .	378

**АРКАДИЙ МИХАЙЛОВИЧ МЕРКОВ**

**ЛЕВ ЕВГЕНЬЕВИЧ ПОЛЯКОВ**

**САНИТАРНАЯ СТАТИСТИКА  
(ПОСОБИЕ ДЛЯ ВРАЧЕЙ)**

*Редактор Д. М. Малинский  
Переплет художника Г. П. Райкова  
Художественный редактор А. И. Приймак  
Технический редактор Э. П. Выборнова  
Корректор Т. Е. Макарова*

Сдано в набор 18/I 1974 г. Подписано к печати 27/VI 1974 г. Формат бумаги 60×90<sup>1/16</sup>. Печ. л. 24,0. Бум. л. 12,0. Уч.-изд. л. 26,08. ЛН-73. М-33406. Тираж 15 000 экз. Цена 1 р. 90 к. Заказ № 1082. Бумага для глубокой печати.

Ленинград «Медицина», Ленинградское отделение.  
192104, Ленинград, ул. Некрасова, д. 10

Ордена Трудового Красного Знамени Ленинградская типография № 1 «Печатный Двор» имени А. М. Горького Союзполиграфпрома при Государственном комитете Совета Министров СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли, 197136, Ленинград, П-136, Гатчинская ул., 26.